



Analyse des incertitudes dans une estimation probabiliste de l'aléa sismique, exemple de la France

Céline Beauval

► To cite this version:

Céline Beauval. Analyse des incertitudes dans une estimation probabiliste de l'aléa sismique, exemple de la France. Géophysique [physics.geo-ph]. Université Joseph-Fourier - Grenoble I, 2003. Français. NNT : . tel-00673231

HAL Id: tel-00673231

<https://theses.hal.science/tel-00673231>

Submitted on 23 Feb 2012

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Thèse de doctorat de l'Université Joseph Fourier - Grenoble I

Spécialité : Terre Solide

**ANALYSE DES INCERTITUDES
DANS UNE ESTIMATION PROBABILISTE
DE L'ALÉA SISMIQUE, EXEMPLE DE LA
FRANCE**

Céline BEAUVAL

Soutenue le 16 décembre 2003 à Grenoble, devant le jury composé de :

M.	Pascal BERNARD	(Rapporteur)
M.	Thierry CAMELBEECK	(Rapporteur)
M.	Fabrice COTTON	(Président du jury)
M.	Julian BOMMER	(Examineur)
M.	André HERRERO	(Examineur)
Mme	Oona SCOTTI	(Directrice de thèse)
M.	Pierre-Yves BARD	(Directeur de thèse)

Unités

Dans cette thèse, l'unité utilisée pour les accélérations du mouvement du sol est le gal. Le gal n'est cependant pas une unité du système international : en U.S.I. les accélérations s'expriment en $m.s^{-2}$. Pour rappel, voici les correspondances entre unités :

$$\begin{aligned} 1\text{ g} &= 9.80\text{ m.s}^{-2} = 980\text{ gal}, \\ 1\text{ gal} &= 1\text{ cm.s}^{-2}. \end{aligned}$$

Remerciements

Mes remerciements vont d'abord à Oona Scotti, ma directrice de thèse à l'Institut de Radioprotection et de Sécurité Nucléaire. Je lui suis très reconnaissante de m'avoir transmis son énergie et son enthousiasme pour la Sismologie durant les trois années de thèse. Les multiples discussions que nous avons eues m'ont toujours donné envie d'aller plus loin.

Je remercie également Pierre-Yves Bard, directeur de ma thèse à l'Université Joseph Fourier de Grenoble, grâce à qui j'ai découvert la sismologie au cours d'un stage de DEA au laboratoire de Géophysique Interne et Tectonophysique. Cette étude sur les effets de site m'a donné le goût de la recherche et l'envie d'entamer une thèse sur l'aléa sismique.

Pascal Bernard, de l'Institut de Physique du Globe de Paris et Thierry Camelbeeck, du Royal Observatory de Belgique, ont accepté d'être rapporteurs de cette thèse et je les en remercie sincèrement. Je suis également très reconnaissante envers Fabrice Cotton, de l'Université Joseph Fourier, Julian Bommer, de l'Imperial College de Londres et André Herrero, de l'INGV de Naples, d'avoir participé au jury de thèse, respectivement en tant que Président du Jury et Examinateurs.

Un des thèmes de recherche du laboratoire du BERSIN étant d'expérimenter l'approche probabiliste dans le cadre du nucléaire, plusieurs membres de l'équipe se sont investis pour l'estimation probabiliste de l'aléa sismique. Cette thèse a ainsi fortement bénéficié d'interactions avec Fabian Bonilla, Didier Bertil et Christophe Clément.

Dans le cadre de mon doctorat, j'ai eu l'opportunité de participer à de nombreuses rencontres scientifiques : workshops de sismologie, colloque pluridisciplinaire sur les Risques Naturels, congrès rassemblant l'ensemble des Sciences de la Terre. J'adresse de vifs remerciements à ma directrice de thèse Oona Scotti et à l'IRSN pour m'avoir donné cette liberté et cette ouverture. J'ai également eu l'occasion, au tout début de ma thèse, de rencontrer les chercheurs du SCEC de Los Angeles et d'avoir ainsi une image précise de l'état des lieux des estimations probabilistes pour la Californie. En 2002, j'ai suivi le travail de terrain d'une équipe du Groupe APS constituée d'architectes, de sismologues et d'historiens, à la recherche de traces anciennes de séismes sur les habitations de Manosque. Grâce à M. Cara et C. Sira du BCSF de Strasbourg, j'ai eu la chance de participer à la collecte des données macrosismiques dans la région de Rambervillers, à la suite du séisme du 22 février 2003. Ces expériences ont été très enrichissantes ; elles m'ont montré que pour cerner le Risque Sismique, il est indispensable que se rencontrent des disciplines variées.

Pour mener à bien cette thèse, il convenait de disposer d'un code de calcul probabiliste. Au printemps 2001, Mario Ordaz, de l'Université UNAM de Mexico, nous a apporté son code fortran CRISIS, base essentielle que nous avons ensuite adaptée à nos besoins.

Je souhaite également remercier D. Marsan du LGIT de Chambéry, pour avoir porté un intérêt et un oeil extérieur sur certains de nos questionnements et pour avoir toujours été ouvert à la discussion.

J'ai passé ces trois ans principalement au Bureau d'Evaluation des Risques Sismiques pour la Sûreté des INstallations (BERSSIN). C'est un laboratoire où il fait bon travailler ; l'ambiance y est chaleureuse, le travail est réellement «d'équipe» et la motivation est bien présente.

Le LGIT de Grenoble était mon laboratoire universitaire «d'accueil». J'ai la chance d'y avoir passé huit mois en 2000 et j'y suis revenue régulièrement, je remercie les amis étudiants de m'avoir toujours trouvé une place où m'installer, malgré les effectifs !

Bien sûr, c'est aussi la vie «à côté» qui m'a largement portée. Il est difficile de remercier en rafales ! Merci à tous ceux avec qui j'ai partagé des petits et des grands instants de vie. Merci aux randonnées mystiques autour du lac de Pierre-Percée, aux balades dans la plaine du Ried et sur les côtes du Cotentin, aux descentes à vélo dans la vallée de Chevreuse et sur les bords du lac Atitlán, aux falaises d'Etretat et à la plage des Petites Dalles, à la vue aérienne en haut des Aiguilles de Bavella et sur la crête enneigée du Mont Joly, aux errances joyeuses dans la Vieille Ville de San Juan, aux bordées animées à Fort Cigogne et Arz... J'en omets beaucoup... J'oublie surtout les multiples escales à Strasbourg, Grenoble, Bayeux, Aberdeen, Londres, Zurich et Berlin. Et j'attends avec impatience le Kashmir et l'Himalaya !

Ultime merci à Seb&A. pour le support technique des dernières semaines, aux dîners de Châtillon indispensables pour le moral mais aussi à l'équipe efficace qui a confectionné le pôt de thèse, au renfort spécialement venu de Suisse et aux deux vacanciers grenoblois qui m'ont laissé les clefs de leur logis.

Résumé

Cette thèse propose une nouvelle méthodologie permettant d'une part d'identifier les paramètres clefs qui contrôlent l'estimation de l'aléa sismique probabiliste, et d'autre part de quantifier l'impact des incertitudes de ces paramètres sur les estimations d'aléa.

Estimer l'aléa sismique probabiliste consiste à déterminer les périodes de retour de dépassements du mouvement du sol. La méthode de Cornell-McGuire est utilisée dans cette étude. Dans un premier temps, la dépendance de la b-value (pente de la courbe de récurrence) avec l'intervalle de magnitude utilisé est mise en évidence. La forte dépendance obtenue dans le Sud-Est de la France conduit à modéliser la récurrence des séismes à partir des magnitudes supérieures à 3.5, dans une optique conservatrice. Par ailleurs, les incertitudes sur les déterminations de magnitude et de localisation sont modélisées et quantifiées : la variabilité résultante sur les estimations d'aléa est comprise entre 5 et 25% (=COV, coefficient de variation), selon le site et la période de retour considérés.

Une étude d'impact est ensuite menée afin de hiérarchiser les impacts sur l'aléa liés aux choix de quatre paramètres : la corrélation intensité-magnitude, les magnitudes minimales et maximales contribuant à l'aléa et la troncature de la relation d'atténuation du mouvement du sol. Les résultats à 34 Hz (PGA) indiquent que la magnitude maximale est le paramètre le moins influent (de 100 à 10000 ans) ; tandis que la corrélation intensité-magnitude et la troncature des prédictions du mouvement du sol ($>2\sigma$) jouent un rôle clef quelle que soit la période de retour considérée (produisant chacun une diminution de l'aléa jusqu'à 30% à 10000 ans). Une augmentation de la magnitude minimale contribuant à l'aléa, de 3.5 à 4.5, peut également produire des impacts non négligeables à courtes périodes de retour, entraînant une diminution des valeurs d'aléa jusqu'à 20% à 475 ans.

Enfin, la variabilité totale des estimations d'aléa, due aux choix combinés des quatre paramètres, peut atteindre 30% (COV, à 34 Hz). Pour des fréquences plus faibles ($<5\text{Hz}$), la variabilité totale augmente et la magnitude maximale devient un paramètre important. Ainsi, la variabilité des estimations due aux incertitudes de catalogue et aux choix de ces quatre paramètres doit être prise en compte dans toute étude d'estimation de l'aléa sismique probabiliste en France. Cette variabilité pourra être réduite en élaborant une corrélation intensité-magnitude plus appropriée, et en recherchant une manière plus réaliste de prendre en compte la dispersion du mouvement du sol.

Abstract

This thesis proposes a new methodology that allows to pinpoint the key parameters that control probabilistic seismic hazard assessment (PSHA) and at the same time to quantify the impact of these parameters uncertainties on hazard estimates.

Probabilistic seismic hazard assessment consists in computing return periods of ground motion exceedances. The Cornell-McGuire's method is used here. First, the dependence of the b-value (slope of the recurrence curve) with the magnitude range used is highlighted. The high dependence found in the southeastern part of France implies that, for conservative modeling, earthquakes recurrence should be established only on magnitudes above 3.5. Secondly, uncertainties on magnitude and location determinations are modeled and quantified : resulting variability on hazard estimates ranges between 5% and 25% (=COV, coefficient of variation), depending on the site and the return period.

An impact study is then performed, in order to determine the hierarchy between the impacts on hazard of the choices of four other parameters : intensity-magnitude correlation, minimum and maximum magnitudes contributing to the hazard and the truncation of the attenuation relationship. The results at 34 Hz (PGA) indicate that the maximum magnitude is the less influent parameter (from 100 to 10000 years); whereas the intensity-magnitude correlation and the truncation of ground motion predictions ($>2\sigma$) are the controlling parameters at all return periods (producing up to 30% decrease each at 10000 years). An increase in the minimum magnitude contributing to the hazard, from 3.5 to 4.5, can also produce non-negligible impacts at small return periods, with up to 20% decrease of hazard results at 475 years.

Finally, the overall variability on hazard estimates due to the combined choices of the four parameters can reach up to 30% (COV, at 34Hz). For lower frequencies ($<5\text{Hz}$), the overall variability increases and maximum magnitude becomes a controlling parameter. Therefore, variability of estimates due to catalog uncertainties and to the choices of these four parameters must be taken into account in all probabilistic seismic hazard studies in France. To reduce variability in hazard estimates, future research should concentrate on the elaboration of an appropriate intensity- magnitude correlation, as well as on a more realistic way of taking into account ground motion dispersion.

Table des matières

Introduction	1
 PARTIE I.	
Méthode de Cornell-McGuire et application en France	5
1 La méthode de Cornell-McGuire	7
1.1 L'estimation de l'aléa sismique probabiliste selon Cornell-McGuire	7
1.1.1 Principe	7
1.1.2 Identification des lieux d'occurrence des séismes	9
1.1.3 Modélisation de la récurrence	9
1.1.4 Estimation de la probabilité de dépassement	11
1.1.5 Obtention des accélérations	13
1.2 Application sur une source ponctuelle	14
1.2.1 Calcul des taux de dépassement	15
1.2.2 Modification de paramètres du calcul	16
1.2.3 Conclusions	19
2 Le code de calcul CRISIS	25
2.1 Mode de calcul	25
2.2 Subdivision des zones sources	26
2.3 Intégration en magnitude	27
2.4 Troncature et renormalisation de la distribution des accélérations	28
2.5 Set d'accélérations cibles et interpolation	29
3 Constitution du catalogue de sismicité	33
3.1 Le catalogue de sismicité instrumental	33
3.1.1 Choix du catalogue du LDG	33
3.1.2 Traitement des répliques	34
3.1.3 La courbe de Gutenberg-Richter	36

3.2	Le catalogue de sismicité historique	38
3.2.1	Calcul de la magnitude historique	39
3.2.2	Extraction de la base de données SisFrance	41
3.2.3	Caractéristiques du catalogue historique	42
3.3	Constitution du catalogue combiné instrumental et historique	43
4	Zonage et relation d'atténuation	45
4.1	Le zonage sismotectonique	45
4.1.1	Le zonage AFPS-EPAS (Autran et al., 1998)	45
4.1.2	Les conséquences de l'utilisation d'un zonage	46
4.2	La relation d'atténuation	48
4.2.1	La relation d'atténuation Berge-Thierry (2003)	48
4.2.2	Base de données et domaine de représentativité	49
5	Calcul des paramètres de sismicité	55
5.1	Extraction des parties complètes du catalogue	55
5.1.1	Estimation à partir du nombre cumulé de séismes	56
5.1.2	Méthode de Stepp	57
5.1.3	Conclusions et récurrences sur le catalogue [1500-1999]	58
5.2	Calcul des paramètres de sismicité et sélection des zones sources	62
5.2.1	La méthode de Weichert (1980)	62
5.2.2	Application en France : sélection des zones sources	64
5.3	Estimations des temps de retour des magnitudes	72

PARTIE II.

Quantification et compréhension des incertitudes	75
6 Mapping b-values in France using two different magnitude ranges : possible non power-law behavior	77
6.1 Introduction	77
6.2 Data	78
6.3 Mapping the b-values	80
6.4 Results	81
6.5 Discussion and Conclusion	82
7 Quantifying uncertainties in French PSHA	87
7.1 Introduction	87

7.2	Choice of probabilistic methodology	89
7.3	Constructing the catalogue	90
7.4	Selecting the seismic source zones and computing seismicity models	92
7.5	Probabilistic computations and quantification of impacts	93
7.5.1	Modelling uncertainties due to magnitude and location determination	94
7.5.2	On the choice of a Magnitude-Intensity correlation	97
7.5.3	On the choice of truncating the PDF distribution modelling ground motion dispersion	98
7.5.4	On the choice of minimum magnitude (M_{min})	100
7.5.5	On the choice of maximum magnitude (M_{max})	101
7.5.6	Radius of influence of hazard estimates	103
7.5.7	Overall variability	103
7.5.8	Impacts as a function of frequency	104
7.6	Discussion and conclusions	105
8	Déagrégation	111
8.1	Principe de la déagrégation	111
8.2	Choix de la représentation	112
8.3	Résultats des déagrégations	112
8.3.1	Déagrégation 1D en magnitude	113
8.3.2	Déagrégation 1D en distance	113
8.3.3	Déagrégation 2D en magnitude et distance	118
8.3.4	Rayons d'influence	118
8.3.5	Déagrégation en ε	118
8.4	Conclusions	119
PARTIE III.		
	Méthodes alternatives	121
9	Méthode de Woo	123
9.1	Principe de la méthode	123
9.1.1	Un modèle de sismicité plus proche du catalogue	123
9.1.2	Calcul probabiliste	125
9.2	Application	126
9.2.1	Choix des fonctions kernels	126
9.2.2	Choix des sites et des paramètres du calcul probabiliste	129
9.2.3	Exemples de grilles de taux de sismicité	130

9.2.4	Etudes d'impacts des choix de paramètres	130
9.2.5	Variabilité totale	132
9.3	Conclusions et analyses futures	132
10	Complémentarité des méthodes probabilistes et déterministes	139
10.1	Accélération maximale observée dans l'histoire	139
10.2	Estimation des périodes de retour des accélérations déterministes	141
10.3	Conclusions	142
	Conclusions et perspectives	143
	 ANNEXES	 147
	 BIBLIOGRAPHIE	 153

Liste des figures

1.1	Courbe d'aléa	8
1.2	Deux types de zones sources	9
1.3	La courbe de récurrence	10
1.4	Calcul de la probabilité de dépassement	12
1.5	Exemple d'une source ponctuelle	15
1.6	Calcul de l'aléa pour une source ponctuelle	20
1.7	Source ponctuelle, modification de M_{min}	21
1.8	Source ponctuelle, modification de M_{max}	22
1.9	PDF normale et CDF tronquée renormalisée	23
1.10	Source ponctuelle, troncature des prédictions de la relation d'atténuation	24
2.1	Exemple de subdivision des zones sources en triangles	28
2.2	Exemple de subdivision des zones sources en triangles (zoom)	30
2.3	PDF normale et CDF tronquée renormalisée	31
2.4	Exemple d'interpolation de l'accélération	31
3.1	Carte de sismicité instrumentale	35
3.2	Identification des répliques	36
3.3	Courbes de Gutenberg-Richter, catalogue instrumental [1962-1999]	37
3.4	Superpositions des GR sur 9 ans	38
3.5	Données à l'origine des corrélations Levret et Scotti	40
3.6	Différences entre les deux estimations de magnitudes historiques	41
3.7	Carte de sismicité historique [1356-1961]	42
3.8	Distribution en temps et magnitude du catalogue historique	43
3.9	Variabilité des estimations de magnitudes historiques	44
4.1	Zonage sismotectonique	47
4.2	Atténuation du mouvement prédite et données réelles	50
4.3	Distribution des données en distance et magnitude.	51
4.4	Distribution lognormale des accélérations	52

LISTE DES FIGURES

4.5	Distribution des résidus en distance	52
4.6	Distribution des résidus en magnitude	53
5.1	Estimation des périodes complètes (1)	59
5.2	Estimation des périodes complètes (2)	60
5.3	Méthode de Stepp	61
5.4	Courbe de Gutenberg-Richter du catalogue entier	62
5.5	Sélection des zones sources	68
5.6	Calcul des paramètres de sismicité dans la zone 10	69
5.7	Calcul des paramètres de sismicité dans la zone 19	70
5.8	Calcul des paramètres de sismicité dans la zone 32	71
5.9	Temps de retour d'un $M \geq 6.0$ pour chaque zone source	74
6.1	Instrumental and historical seismicity in France [1500-1999]	79
6.2	b-value map estimated on the instrumental catalogue	84
6.3	b-value map estimated on the historical catalogue	84
6.4	Utsu's test	85
6.5	Cumulative Gutenberg-Richter plots at three locations	85
7.1	French seismic catalogue in the period [1356-1999]	91
7.2	Generating synthetic catalogs with Monte Carlo	95
7.3	Monte Carlo results	96
7.4	COV due to uncertainties on magnitude and location determinations	97
7.5	Impacts of the M-I correlation and of the truncation	98
7.6	Understanding M-I correlation impacts	99
7.7	Impacts of M_{min} and M_{max}	102
7.8	Understanding impacts of M_{min} and M_{max}	102
7.9	Radius of influence	104
7.10	Example of the logic tree results	105
7.11	Overall variability calculated from the logic tree	106
7.12	Impacts of M_{min} and M_{max} at 1 Hz	108
7.13	Example of deaggregation in magnitude and distance at PGA and 1 Hz	108
7.14	Comparing variabilities of results at different frequencies	109
7.15	Hierarchy of impacts at fixed return period	109
8.1	Déaggrégations m, r et ε , zone 6	114
8.2	Déaggrégations m, r et ε , zone 18	115
8.3	Déaggrégations m, r et ε , zone 19	116

8.4	Déagréations m , r et ε , zone 30	117
8.5	Rayons d'influence à 475 et 10000 ans	120
9.1	Fonctions kernels utilisées (2D)	127
9.2	Fonctions kernels utilisées (3D)	128
9.3	Localisation des sites par rapport à la répartition des épicentres	129
9.4	Grilles de taux de sismicité lissés	135
9.5	Impacts des choix de paramètres - méthode de Woo	136
9.6	Comparaison des impacts des choix de paramètres Woo/Cornell	136
9.7	Distributions d'accélération issues des arbres logiques sur Woo et Cornell	137
10.1	Accélération déterministes	140
10.2	Zonage sismotectonique extrait de Autran et al. (1998)	149
10.3	Identification des limites de zones (Autran et al., 1998)	150
10.4	Identification des limites de zones (Autran et al., 1998)	151

LISTE DES FIGURES

Liste des tableaux

4.1	Ordre de grandeur de la dispersion de la relation d'atténuation	51
5.1	Périodes complètes	57
5.2	Paramètres de sismicité	66
5.3	Nombre de séismes utilisés	67
5.4	Zones sources sélectionnées	67
5.5	Temps de retour	73
6.1	Completeness periods	80
6.2	b-values computations at three locations	81
7.1	Completeness periods	92
7.2	Seismic parameters for the 17 selected source zones	93
8.1	Rayons d'influence à 475 et 10000 ans	119
9.1	Paramètres des études d'impact (méthode de Woo)	131
9.2	Variabilités totales issues des arbres logiques sur Woo et Cornell-McGuire .	133
10.1	Périodes de retour d'accélérations déterministes	141
10.2	Paramètres utilisés pour le calcul des périodes de retour	142

LISTE DES TABLEAUX

Introduction

La France est un pays à sismicité modérée, les séismes destructeurs sont rares mais leur probabilité d'occurrence n'est pas nulle. Le séisme le plus fort du siècle dernier a atteint une magnitude de 6.0 (séisme de Lambesc, 1909 ; Baroux et al., 2003) ; les archives historiques recensent par ailleurs plusieurs séismes destructeurs sur les dix derniers siècles. L'estimation de l'aléa sismique en France est par conséquent indispensable. Estimer l'aléa sismique en un site, c'est déterminer le mouvement du sol contre lequel se prémunir. L'estimation de l'aléa sismique est ainsi un premier pas vers l'estimation du risque sismique qui intègre également la vulnérabilité des bâtiments. Cette thèse analyse, dans le contexte français, deux méthodes probabilistes d'évaluation de cet aléa.

La méthode d'estimation probabiliste de l'aléa sismique est née à la fin des années 60 aux Etats-Unis. Cornell (1968) propose de calculer des taux annuels de dépassement de niveaux du mouvement du sol et d'introduire ces taux dans un processus temporel d'occurrence de Poisson : l'aléa sismique probabiliste est un niveau du mouvement du sol ayant une certaine probabilité d'être dépassé sur une certaine période de temps. Le calcul requiert un découpage de la région étudiée en zones sources sismiques, une description de la sismicité des zones sources et un modèle d'atténuation des mouvements du sol. En 1976, l'USGS (U.S. Geological Survey) publie les premières cartes d'aléa sismique probabiliste pour les Etats-Unis (Algermissen & Perkins, 1976). La même année, McGuire (1976) introduit la dispersion du mouvement sismique dans le calcul. Peu après, les estimations d'aléa sismique des installations nucléaires se sont également orientées vers les méthodes probabilistes (EPRI, 1986, Bernreuter et al., 1989). Les modifications de la méthode concernent ensuite essentiellement la modélisation des zones sources et la récurrence des séismes (e.g. Frankel, 1995) ; le cœur de la méthode, le calcul d'une probabilité de dépassement d'un mouvement du sol à partir d'un modèle d'atténuation reste inchangé. Les avancées résident dans la prise en compte des incertitudes.

L'alternative à la méthode probabiliste est l'estimation déterministe de l'aléa. Les deux méthodes sont fréquemment opposées. Elles reposent sur des données identiques (catalogues de sismicité, modèle d'atténuation du mouvement du sol et zonage sismotectonique) mais leurs principes de base sont très différents. En déterministe, le mouvement du sol considéré provient d'un scénario magnitude-distance clairement identifié. En probabiliste, les lieux d'occurrence et les fréquences des magnitudes sont modélisés et l'ensemble des scénarios participe au

◇ INTRODUCTION

calcul. L'estimation probabiliste est plus complexe, elle fournit non pas un unique niveau du mouvement du sol mais une série de mouvements possibles associés à leur période de retour. Le choix du mouvement à considérer est laissé aux experts, en fonction de la nature de l'installation à dimensionner, de sa durée de vie, du risque associé.

L'estimation de l'aléa sismique est indissociable de la notion d'incertitude. A toutes les étapes d'une estimation de l'aléa sismique, en déterministe comme en probabiliste, des choix doivent être faits. Les incertitudes portent d'une part sur les données de base, d'autre part sur les modèles choisis et leurs paramétrisations. La méthode probabiliste, basée sur des modèles, se prête mieux que la méthode déterministe à la propagation des incertitudes en entrée sur les estimations d'aléa, le traitement des incertitudes est en effet identique d'un site à l'autre. La méthode probabiliste constitue en cela un outil d'aide à la décision majeur pour l'estimation de l'aléa sismique.

Les méthodes probabilistes sont arrivées plus tardivement en France : le zonage sismique réglementaire actuel (en cours de révision) repose sur une méthode déterministe de l'aléa (Desperoux & Godefroy, 1986). Dans le domaine de la sûreté nucléaire, l'estimation de l'aléa au moyen de méthodes probabilistes en est au stade expérimental. Pourtant, dès 1980, la méthode de Cornell-McGuire est expérimentée dans le Sud-Est de la France (Goula, 1980), sur l'initiative de l'IPSN (Institut de Protection et Sûreté Nucléaire). Une thèse se consacre ensuite au sujet en 1995, toujours à l'IPSN (Bottard, 1995), établissant les premières cartes pour l'ensemble de la France en terme d'intensité, axant ses recherches sur les déterminations des magnitudes maximales au moyen de méthodes statistiques et sur la difficulté d'appliquer des modèles d'occurrence non poissonniens en France. Suivant le modèle américain, la prise en compte des incertitudes est amorcée par l'introduction de la notion d'arbre logique (prise en compte des différents modèles et avis d'experts et calcul d'une distribution de valeurs d'aléa). Peu après, en 1996, un groupe de travail est constitué dans le cadre de l'Association Française du Génie Parasismique (AFPS, groupe d'Estimation Probabiliste de l'Aléa Sismique). La contribution est majeure, par l'établissement d'un zonage sismotectonique pour le territoire français (Autran et al., 1998). Basées sur ce zonage, des cartes d'aléa en terme d'accélération sont établies en appliquant la méthode de Cornell-McGuire sur un catalogue de sismicité également construit dans le cadre de cette étude (Dominique et al., 1998). Toutes les estimations d'aléa sont effectuées pour une période de retour de 475 ans, classiquement considérée pour l'aléa sismique du bâti conventionnel. L'étude de la sensibilité des estimations aux choix de paramètres d'entrée est amorcée (André, 1999), sans quantification cependant. Enfin, en 2001, Martin et al. (2002a) produisent de nouvelles cartes d'aléa probabiliste pour la France et les Antilles. Cette étude est commandée par le ministère de l'environnement afin de remplir les nouvelles normes européennes (Eurocode 8), elle servira de base à l'établissement du nouveau zonage sismique de la France métropolitaine et des Antilles (bâtiment conventionnel). Martin et al. (2002a) créent

leur propre catalogue et utilisent les dernières données disponibles (zonage sismotectonique et modèles d'atténuation du sol). Ils identifient un certain nombre d'incertitudes et, à partir d'un arbre logique, calculent la variabilité totale des estimations, liée aux choix des différentes options. Les périodes de retour considérées vont jusqu'à 2000 ans. Ils appliquent pour la première fois en France une méthode probabiliste qui diffère de la méthode de Cornell-McGuire par son modèle de sismicité : la méthode de Woo (1996). Elle est intégrée dans l'arbre logique mais avec un poids faible, sa participation aux résultats reste marginale. Globalement, la méthode utilisée principalement depuis le début des années 80 pour l'estimation de l'aléa sismique probabiliste en France est la méthode de Cornell-McGuire. Les évolutions concernent d'une part le traitement des incertitudes et d'autre part les données. Les catalogues de sismicité historiques s'améliorent ; les données instrumentales sont de plus en plus nombreuses avec l'allongement de la durée des catalogues de sismicité et l'installation de nouvelles stations sismologiques.

Dans le cadre des EPS, Etudes Probabilistes de Sûreté, tous les risques pris en compte dans la sûreté des installations nucléaires sont calculés de manière probabiliste. Des études de faisabilité doivent par conséquent être menées dans le domaine particulier du risque sismique sur le territoire métropolitain français ; c'est dans cette problématique que cette thèse s'insère. Les périodes de retour concernées sont plus longues que celles du bâtiment conventionnel : de l'ordre de 10^4 - 10^7 ans. La méthode de Cornell-McGuire continue d'être largement appliquée en Europe et dans le monde entier, elle est retenue pour cette étude, ainsi que la méthode plus récemment proposée par Woo (1996). L'objectif de la thèse est d'identifier et de quantifier l'ensemble des incertitudes apparaissant dans l'estimation probabiliste. Afin de contrôler exactement les incertitudes liées au catalogue de sismicité, un nouveau catalogue est construit, intégrant des magnitudes historiques converties avec les corrélations intensité-magnitude actuellement disponibles pour la France. Les paramètres requis par les modèles et les techniques de calcul de l'aléa probabiliste sont recensés, l'impact du choix des paramètres est finalement quantifié pour six d'entre eux : (1) incertitudes sur les déterminations de magnitude et localisation des séismes, (2) choix de la corrélation intensité-magnitude, (3) choix de l'intervalle de magnitude utilisé dans le calcul des modèles de récurrence, (4) choix des magnitudes minimales et (5) maximales contribuant à l'aléa, et enfin (6) choix de tronquer les prédictions de la relation d'atténuation du mouvement du sol. De ces six paramètres, seul le choix de la magnitude maximale a été considéré dans les études probabilistes précédentes en France. Les influences des paramètres (4) et (6) n'ont jamais été discutées, alors que des études aux Etats-Unis en font état depuis plus de 10 ans (Reiter, 1990). De plus, de nombreuses études ont montré l'influence déterminante du zonage et du modèle d'atténuation du sol. Plusieurs années de travail ont abouti en 1997 à un zonage (Autran et al., 1998), nous nous appuyons donc sur ces travaux. De même, une loi d'atténuation a été récemment publiée (Berge-Thierry et al., 2003), elle repose sur les dernières données disponibles. Ces paramètres sont conservés fixes dans cette étude, notre ob-

◇ INTRODUCTION

jectif étant d'identifier les autres paramètres clefs de la méthode probabiliste. Les impacts sont quantifiés pour différents sites géographiques et différentes périodes de retour. L'aléa est calculé principalement au PGA (34 Hz), mais les fréquences 1, 2 et 5 Hz sont également abordées. Enfin, une étude comparable est amorcée pour une méthode proposant un modèle de sismicité alternatif, la méthode de Woo (1996). Notre objectif, tout au long de cette étude, est d'identifier les paramètres qui contrôlent les estimations, de comprendre l'origine des contributions à l'aléa et ainsi de rendre la méthode plus transparente.

La première partie de cette thèse expose tout d'abord les principes de la méthode de Cornell-McGuire et leur application numérique. Les données françaises sont ensuite préparées : le choix du zonage et de la loi d'atténuation est argumenté, le catalogue de sismicité est construit à partir des catalogues historique et instrumental et les périodes représentatives de chaque magnitude sont déterminées. Le calcul des paramètres de sismicité, nécessaires pour modéliser la récurrence, est finalement effectué dans les zones du zonage sismotectonique. Tous les éléments nécessaires à un calcul de l'aléa probabiliste pour la France sont ainsi définis.

La seconde partie de la thèse explore et quantifie les incertitudes liées à six paramètres du calcul probabiliste. Dans un premier temps, la dépendance avec la gamme de magnitude utilisée du coefficient de décroissance exponentielle du modèle de récurrence est étudiée. Dans un second temps, une analyse d'impact est menée à partir des domaines de variation possibles de cinq paramètres : les incertitudes de catalogue (déterminations des magnitudes et localisations des séismes), les choix de la corrélation intensité-magnitude, de la décision de tronquer ou non les prédictions de la loi d'atténuation et des magnitudes minimales et maximales qui définissent l'intervalle de magnitudes contribuant au calcul probabiliste.

La troisième partie aborde une méthode alternative (Woo, 1996) ; elle s'affranchit du zonage sismotectonique et propose un lissage spatial du catalogue de sismicité. Une méthode déterministe simple est également introduite au travers d'un exercice qui permet de montrer la complémentarité possible des approches probabiliste et déterministe.

Première partie

MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE ET APPLICATION EN FRANCE

Chapitre 1.

La méthode de Cornell-McGuire

La méthode d'estimation de l'aléa probabiliste utilisée dans cette étude est celle de Cornell-McGuire (Cornell, 1968, McGuire, 1976). Cette méthode est largement utilisée dans le monde entier. Les ouvrages de Kramer (1996) ou Reiter (1990) proposent une bonne introduction à l'estimation de l'aléa selon Cornell-McGuire, tandis qu'Abrahamson (2000) fait le point sur les pratiques actuelles en matière d'estimation probabiliste. La méthode de Cornell-McGuire modélise les lieux d'occurrence des séismes, leurs tailles et leurs taux annuels de récurrence. Puis, en un site donné, l'aléa est calculé en sommant les contributions de tous les scénarios possibles (toutes les combinaisons de magnitudes et de distances). Dans ce chapitre, après une présentation de la théorie et des hypothèses sous-jacentes, les étapes du calcul de l'aléa sont détaillées sur un cas de figure simple : une source ponctuelle.

1.1 L'estimation de l'aléa sismique probabiliste selon Cornell-McGuire

1.1.1 Principe

Estimer l'aléa sismique probabiliste en un site, c'est déterminer les taux annuels d'occurrence de paramètres du mouvement du sol. Le paramètre du mouvement du sol le plus utilisé dans les études probabilistes est le pic d'accélération ; mais la vitesse, le déplacement ou l'intensité d'Arias peuvent également caractériser le mouvement.

Trois étapes préliminaires sont nécessaires :

- identifier les zones sources dans la région d'étude,
- dans chaque zone source, modéliser une courbe de récurrence à partir du catalogue de sismicité, cette courbe de récurrence décrit les magnitudes possibles et leurs taux annuels d'occurrence,
- choisir une relation d'atténuation du mouvement du sol adaptée à la région d'étude ; pour un scénario donné (magnitude et distance) elle fournit une fonction de densité de

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

probabilité de l'accélération engendrée au site.

Pour une accélération cible donnée A^* , le taux annuel de dépassement de cette accélération cible (λ_{A^*}) est calculé comme suit :

$$\lambda_{A^*} = \sum_{i=1}^N \lambda_i \int_{m=M_{min}}^{M_{max_i}} \int_r P[A > A^* | m, r] f_{M_i}(m) f_{R_i}(r) dm dr \quad (1.1)$$

où

- λ_i est le taux annuel de séismes de magnitude supérieure ou égale à la magnitude minimale choisie M_{min} , pour la zone source i ,
- $f_{M_i}(m)$ et $f_{R_i}(r)$ sont les fonctions de densité de probabilité en magnitude et distance de la source i , elles sont supposées indépendantes,
- $P[A > A^* | m, r]$ est la probabilité qu'un séisme de magnitude m à la distance r du site engendre une accélération supérieure à A^* , cette probabilité est calculée à partir de la relation d'atténuation,
- N est le nombre de zones sources.

Les taux annuels de dépassement d'une série d'accélération cibles sont calculés et une courbe d'aléa est obtenue au site (Figure 1.1). La période de retour est l'inverse du taux annuel ; en pratique on se réfère souvent à la période de retour plutôt qu'au taux annuel (il est plus facile de parler d'une période de retour de 10000 ans plutôt que d'un taux annuel de 0.0001). Les résultats des estimations probabilistes se présentent en général en terme d'accélération correspondant à des périodes de retour précises (100, 500, 1000 ans...) ; ces accélération s'obtiennent par interpolation à partir de la courbe d'aléa.

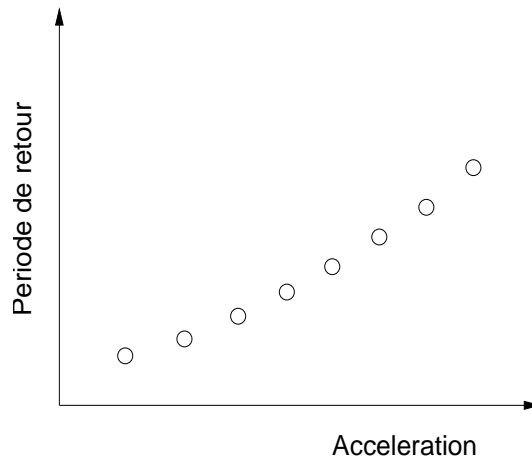


FIG. 1.1 – Courbe d'aléa : périodes de retour des accélération.

1.1.2 Identification des lieux d'occurrence des séismes

Selon la connaissance de la tectonique active de la région étudiée, les zones sources peuvent être de deux types (Figure 1.2). Dans les régions à forte sismicité, les séismes se produisent fréquemment, leur distribution en surface et en profondeur délimite les failles qui les génèrent. Les zones sources sont alors des bandes étroites délimitant ces failles. Dans les régions à sismicité modérée comme la France, la sismicité est diffuse et les failles responsables des séismes sont très mal identifiées. Les zones sources sont alors des aires larges, homogènes du point de vue de différents critères (épaisseur de croûte, mécanismes au foyer, champ de contrainte, distribution de la sismicité...). En pratique, les zones sources sont des polygones, il n'y a pas de formulation analytique pour les fonctions de densité de probabilité en distance ($f_{R_i}(r)$), équation 1.1). Les zones sources sont par la suite subdivisées en sous-zones pour lesquelles l'hypothèse de source ponctuelle est possible (distance source-site suffisamment grande par rapport à la taille de la sous-zone).

Les courbes de récurrence sont modélisées à l'intérieur de chaque zone source. Les scénarios magnitude-distance sont assimilés à des points sources et les hypocentres sont supposés uniformément distribués dans chaque zone, à la profondeur moyenne déterminée pour la zone.

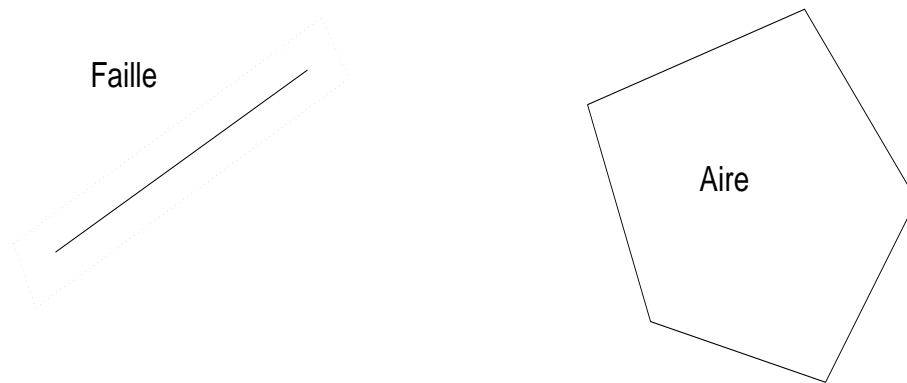


FIG. 1.2 – Deux types de zones sources, les failles dans les régions caractérisées par une activité sismique importante, les aires géographiques larges dans les régions de sismicité modérée.

1.1.3 Modélisation de la récurrence

Dans chaque zone source, une loi de récurrence est modélisée à partir du catalogue de sismicité de la zone. Cette loi de récurrence fournit pour une magnitude M le nombre annuel de séismes de magnitude supérieure ou égale à M , λ_M . Le modèle de l'exponentielle tronquée

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

est le plus fréquemment utilisé (représentation graphique sur la figure 1.3) :

$$\lambda_M = \lambda_{M_{min}} \frac{e^{-\beta(M-M_{min})} - e^{-\beta(M_{max}-M_{min})}}{1 - e^{-\beta(M_{max}-M_{min})}} \quad (1.2)$$

Il est basé sur l'observation de la décroissance exponentielle du nombre de séismes en fonction de la magnitude (Gutenberg & Richter, 1944). Il est caractérisé par trois paramètres : la magnitude minimale M_{min} , le coefficient de la décroissance exponentielle β et la magnitude maximale M_{max} . Les taux des magnitudes supérieures à M_{max} sont nuls. Les fonctions de densité cumulée et de densité de probabilité correspondantes sont ainsi :

$$F_M(m) = P[M < m | M_{min} \leq m \leq M_{max}] = \frac{1 - e^{-\beta(m-M_{min})}}{1 - e^{-\beta(M_{max}-M_{min})}} \quad (1.3)$$

$$\text{et } f_M(m) = \frac{\beta e^{-\beta(m-M_{min})}}{1 - e^{-\beta(M_{max}-M_{min})}} \quad (1.4)$$

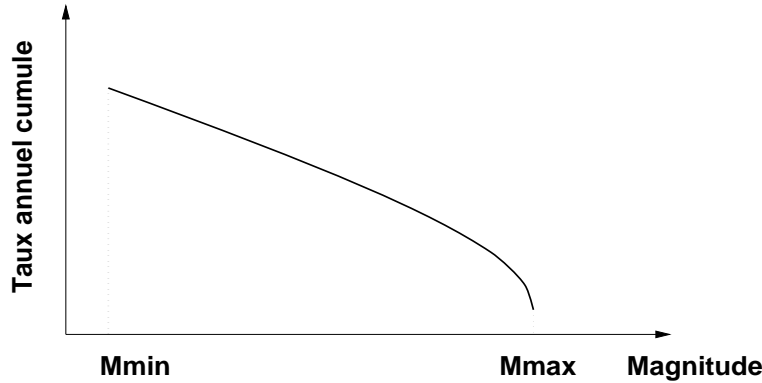


FIG. 1.3 – Courbe de récurrence, modèle de l'exponentielle tronquée.

La formulation initiale de Gutenberg & Richter (1944) comporte deux paramètres :

$$\log_{10} N = a - bM$$

où N est le nombre de séismes, M la magnitude, a est le logarithme du nombre de séismes de magnitude 0 et b est la pente de la droite (appelée «b-value»). N peut être le nombre de séismes, le nombre cumulé de séismes ou encore le nombre annuel cumulé. L'équation peut se formuler comme suit :

$$\lambda_M = e^{\alpha - \beta M}$$

avec $\alpha = a \ln 10$ et $\beta = b \ln 10$. En pratique, un catalogue de sismicité est complet à partir

d'une magnitude dite magnitude de coupure M_C : tous les séismes de magnitude supérieure ou égale à M_C sont reportés de manière exhaustive dans le catalogue. Au final, les magnitudes sont utilisées à partir d'une magnitude minimale M_0 , supérieure ou égale à la magnitude de coupure ; par conséquent il est plus pratique d'exprimer le taux annuel sous la forme :

$$\lambda_M = \lambda_{M_0} e^{-\beta(M-M_0)} \quad (1.5)$$

avec $\lambda_{M_0} = e^{\alpha-\beta M_0}$. Les deux paramètres de sismicité λ_{M_0} et β sont calculés à partir du catalogue de sismicité de chaque zone source. Un troisième paramètre est finalement introduit afin de fournir une borne maximale aux magnitudes pouvant se produire dans la zone source, la magnitude maximale M_{max} , l'équation 1.2 est retrouvée pour $M_0 = M_{min}$.

Il importe de bien distinguer les magnitudes M_0 et M_{min} : M_0 est la magnitude minimale utilisée pour calculer les paramètres de sismicité λ_{M_0} et β , M_{min} est la magnitude minimale prise en compte dans le calcul probabiliste. L'intervalle de magnitude qui va contribuer à l'aléa est déterminé par les choix de M_{min} et M_{max} .

1.1.4 Estimation de la probabilité de dépassement

La probabilité pour un couple magnitude-distance (m,r) d'engendrer au site une accélération supérieure à l'accélération cible A^* est calculée à partir de la relation d'atténuation. Celle-ci prédit, pour une magnitude m à la distance r du site, le logarithme de l'accélération engendrée au site. Elle peut être formulée ainsi (Bazzurro & Cornell, 1999) :

$$\ln A = g(m, r, \theta) + \varepsilon_{\ln A}, \quad \varepsilon \in [-\infty; +\infty] \quad (1.6)$$

La variable θ correspond par exemple au type de sol (rocher, sol sédimentaire). A chaque triplet (m,r, θ) correspond une distribution de probabilité normale du logarithme de l'accélération $\ln A$, de moyenne $\overline{\ln A} = g(m, r, \theta)$ et d'écart-type $\sigma_{\ln A}$. La fonction $g(m, r, \theta)$ peut par exemple être de la forme :

$$g(m, r, \theta) = C_1 m + C_2 r - C_3 \ln r + C_4(\theta) \quad (1.7)$$

Les paramètres C_i sont calculés par régression à partir d'enregistrements réels. Les accélérations étant dispersées, les logarithmes des accélérations sont supposés distribués selon une loi normale ; l'écart-type de cette distribution $\sigma_{\ln A}$ est calculé à partir des résidus entre valeurs observées et valeurs calculées (après détermination des coefficients). Les paramètres C_i et l'écart-type $\sigma_{\ln A}$ varient avec la fréquence ; dans certaines relations d'atténuation, l'écart-type varie également en fonction de la magnitude (Campbell, 1997). Le coefficient C_4 est fonction

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

de la nature du sol, les classifications les plus simples séparent les sites rocheux des sites sur sol sédimentaire. Certaines relations récentes établies à partir de larges bases de données proposent une classification des sols plus détaillée (Lussou et al., 2000), distinguent les types de failles ou des phénomènes plus complexes liés à la source (les effets de directivité par exemple, e.g. (Somerville et al., 1997)).

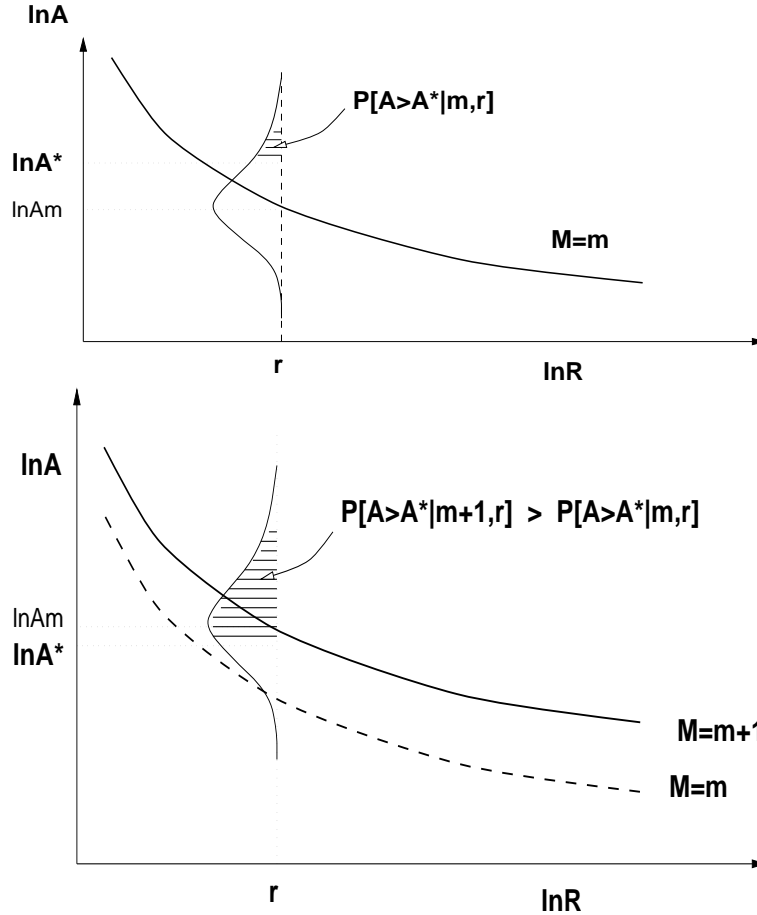


FIG. 1.4 – Calcul de la probabilité de dépassement du niveau A^* pour le couple (m, r) et le couple $(m+1, r)$: à distance fixe r , un séisme de magnitude $m+1$ a une probabilité plus grande d'engendrer un dépassement de A^* qu'un séisme de magnitude m .

La probabilité que le couple (m, r) engendre une accélération A supérieure à A^* se calcule alors ainsi :

$$P(A > A^* | m, r) = 1 - \phi \left[\frac{\ln A^* - \overline{\ln A}}{\sigma_{\ln A}} \right] \quad (1.8)$$

avec ϕ la distribution de probabilité normale standard cumulée. Cette probabilité correspond à

l'aire sous la courbe de la figure 1.4. Par ailleurs, supposer que les logarithmes des accélérations suivent une loi normale revient à supposer que les accélérations suivent une loi log-normale ; ainsi, si A_m est la médiane des accélérations :

$$\overline{\ln A} = \ln A_{median} \quad (1.9)$$

Toute valeur d'accélération entre $-\infty$ et $+\infty$ a donc une probabilité non nulle d'être engendrée par le couple (m,r). En pratique, les accélérations très peu probables situées à deux ou trois écart-types au-dessus de la moyenne $\ln A_m$ peuvent contribuer fortement à l'aléa. Afin de remédier à cela, certaines études (Reiter, 1990, Anderson & Brune, 1999a, Abrahamson, 2000) tronquent la distribution de probabilité à une certaine valeur au-delà de la moyenne : en général la moyenne ajoutée d'un multiple entier de l'écart-type ($\ln A_m + N\sigma_{\ln A}$, $N=1,2,3\dots$). La distribution n'est tronquée qu'aux valeurs supérieures ; le problème de la participation des accélérations très peu probables ne se pose pas pour les niveaux cibles localisés à $-N\sigma$ en-dessous de la moyenne.

1.1.5 Obtention des accélérations

Interpolation

Le calcul de l'aléa fournit, pour une accélération cible, le taux annuel de l'occurrence d'une accélération supérieure à cette cible. Cependant, c'est une accélération qui est en général recherchée, correspondant à un taux annuel donné (ou une période de retour). Par conséquent, le calcul de l'aléa est effectué pour une série d'accélérations, l'accélération correspondant au taux annuel d'intérêt est ensuite obtenue par interpolation. Les valeurs minimale et maximale de la série d'accélérations cibles doivent être choisies de manière à ce que leurs taux annuels encadrent le taux annuel d'intérêt pour lequel l'accélération est interpolée.

Modèle de Poisson

Les séismes sont supposés se produire dans le temps selon un processus de Poisson : la probabilité d'occurrence d'un séisme ne dépend pas du temps écoulé depuis le dernier séisme. Pour un phénomène poissonien se produisant avec un taux annuel moyen τ , la probabilité P que le phénomène se produise au moins une fois pendant le temps t est (Ang & Tang, 1975) :

$$P = 1 - e^{-\tau t}. \quad (1.10)$$

L'occurrence des séismes suit un processus de Poisson, par suite l'occurrence des accélérations (ou l'occurrence d'une accélération supérieure à un niveau cible) suit également un processus

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

de Poisson. Si λ_{A^*} correspond au taux annuel de dépassement de A^* , alors la probabilité P qu'il se produise au site au moins une accélération supérieure à A^* pendant le temps t est :

$$P = 1 - e^{-\lambda t} = 1 - e^{-\frac{t}{T}} \quad \text{avec} \quad T = \frac{1}{\lambda} \quad (1.11)$$

Ainsi, fixer P et t revient à fixer le taux annuel λ :

$$\lambda = -\frac{\ln(1 - P)}{t}$$

Le choix de P et t est un choix économique. La période de retour de 475 ans résulte du choix d'une probabilité P de 10% sur une période de temps de 50 ans (le taux annuel correspondant est 0.0021). Dimensionner un bâtiment pour qu'il résiste à l'accélération correspondant à une période de retour de 475 ans, c'est dimensionner le bâtiment afin qu'il soit capable de supporter une accélération qui a 10% de chance d'être dépassée sur les 50 prochaines années (ou 90% de chances de ne pas être dépassée). Les 50 ans correspondent à la durée de vie moyenne des bâtiments conventionnels. Une probabilité P plus faible conduira, pour une durée t constante, à un taux annuel plus faible. Dans le cadre du nucléaire, les périodes de retour considérées sont de l'ordre de 10^4 - 10^7 ans.

Toutes les étapes de la méthode ont été présentées, le calcul de l'aléa peut maintenant être illustré sur un cas de figure simplifié : un site à proximité d'une unique source ponctuelle.

1.2 Application sur une source ponctuelle

La méthode de Cornell-McGuire est ici appliquée sur un exemple simple : un site est situé à la distance épacentrale $R=25$ km d'une source ponctuelle située à 10 km de profondeur (Figure 1.5). Le fait de ne considérer qu'une seule distance simplifie considérablement le calcul de l'aléa. Ce cas simplifié est très proche des cas réels, les études de déagréation (cf. chapitre 8) montrent en effet que la majeure partie des contributions à l'aléa provient de sources à moins de 60-70 km du site.

Dans cet exemple, les paramètres de sismicité sont arbitrairement fixés à 2.11 pour le coefficient β et 0.024 pour le taux de sismicité annuel $\lambda_0 = \lambda(M \geq 3.5)$ (le coefficient β calculé sur des données réelles varie en moyenne entre 1.5 et 3.0). Dans un premier temps, les étapes du calcul du taux annuel de dépassement sont détaillées pour les niveaux cibles 150 et 250 gal. Dans un second temps, l'impact du choix de trois paramètres du calcul (magnitudes minimale et maximale, troncature des prédictions de la relation d'atténuation) est abordé. Le pas d'intégration en magnitude est choisi égal à 0.1 de manière à ce que les scénarios (couples magnitude-distance) soient clairement identifiés.

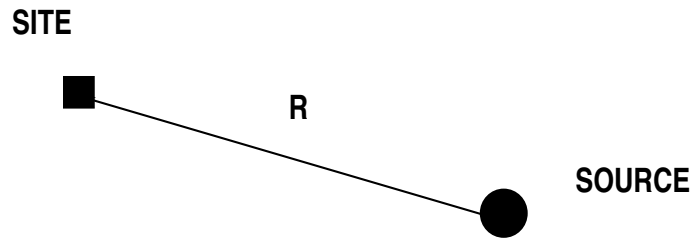


FIG. 1.5 – Exemple d'une source ponctuelle à la distance hypocentrale de 27 km.

1.2.1 Calcul des taux de dépassement

Pour les deux exemples d'application de la méthode probabiliste suivants, la magnitude minimale M_{min} est fixée à 4.0, la magnitude maximale M_{max} est fixée à 7.0 et la distribution des accélérations prédite par la relation d'atténuation n'est pas tronquée.

Niveau cible de 150 gal

L'accélération cible est ici de 150 gal. Sur la Figure 1.6 sont représentées les étapes du calcul :

a) Les probabilités d'occurrence des magnitudes entre 4.0 et 7.0 sont calculées avec la fonction de probabilité cumulée de la loi de récurrence (équation 1.3). Ces probabilités sont conditionnelles, elles correspondent à l'occurrence d'un séisme de magnitude m sachant qu'un séisme de magnitude supérieure à $M_{min} = 4$ se produit. La probabilité d'occurrence diminue de manière exponentielle avec la magnitude.

b) Les probabilités de dépassement sont calculées pour les magnitudes de 4.0 à 7.0. Pour chaque magnitude m , la probabilité qu'un séisme de magnitude m à la distance hypocentrale de 27 km occasionne au site une accélération supérieure au niveau $A^*=150$ gal s'obtient à partir de la relation d'atténuation (équation 1.8). Plus la magnitude augmente, plus la probabilité d'engendrer une accélération supérieure à 150 gal augmente.

c) Les probabilités d'occurrence d'une accélération supérieure à 150 gal, sachant qu'un séisme de magnitude $m \geq 4.0$ se produit, sont obtenues en multipliant membre à membre a) et b).

d) Le taux annuel de dépassement de 150 gal est la somme des probabilités de dépassement de c), multipliée par le taux annuel $\lambda(M \geq 4.0) = 0.0083$ (cf. équation 1.5). Le taux annuel $\lambda_{150gal} = 1.58e-4$ est reporté sur la courbe d'aléa du site (cercle plein).

Par conséquent, les probabilités de dépassement de c) correspondent aux **contributions relatives** de chaque magnitude au taux final. Pour ce niveau cible de 150 gal, la contribution des magnitudes augmente de 4.0 à 5.3-5.4 puis diminue jusqu'à la magnitude maximale 7.0.

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

Les magnitudes qui contribuent le plus sont dans l'intervalle [5.0-5.6].

Niveau cible de 250 gal

Le calcul est effectué cette fois pour un niveau d'accélération cible A^* plus élevé : 250 gal (Figure 1.6, quadrants du bas). Les paramètres de sismicité du point source sont les mêmes que dans l'exemple précédent, ainsi que la gamme de magnitude $[M_{min}-M_{max}]$ contribuant à l'aléa.

La distribution des probabilités d'occurrence des magnitudes de 4.0 à 7.0 est inchangée. Par contre, les probabilités de dépassement de $A^*=250$ gal ont diminué par rapport au cas précédent ($A^*=150$ gal). L'accélération cible a augmenté et par conséquent la probabilité d'engendrer une accélération supérieure à la cible a diminué, quelle que soit la magnitude.

Les contributions relatives des magnitudes (c) sont par suite également modifiées. Cette fois, les magnitudes qui contribuent le plus au calcul du taux annuel de dépassement sont dans l'intervalle [5.7-6.3]. Le taux annuel total λ_{250gal} s'obtient à nouveau en sommant les contributions de c) et en multipliant la somme par le taux annuel $\lambda(M \geq 4.0)$. Le taux $\lambda_{250gal} = 3.37e-5$, inférieur à λ_{150gal} , est reporté sur la courbe d'aléa du site (cercle plein).

1.2.2 Modification de paramètres du calcul

Modifier certains paramètres requis par les modèles utilisés permet d'éclairer le processus de cumul des contributions et l'origine de ces contributions. Les deux premiers paramètres modifiés conditionnent la gamme de magnitudes qui va participer au calcul de l'aléa : la magnitude minimale et la magnitude maximale. Le troisième paramètre est la troncature des prédictions de la relation d'atténuation, attribuant une probabilité nulle d'occurrence aux accélérations très peu probables.

Augmentation de la magnitude minimale

La magnitude minimale utilisée dans les estimations d'aléa n'est pas toujours mentionnée, alors qu'elle peut avoir une influence forte sur le résultat. Augmenter M_{min} revient en effet à réduire la gamme de magnitudes qui contribuent à l'aléa.

La magnitude minimale était jusqu'à présent fixée à 4.0, elle est augmentée à 4.5. Le niveau cible est de 150 gal ; sur la figure 1.7 page 21, les résultats obtenus avec $M_{min}=4.5$ (en rouge) sont superposés aux résultats obtenus avec $M_{min}=4.0$ (en noir) afin de les comparer facilement.

a) La distribution de probabilité en magnitude est modifiée, les magnitudes [4.0-4.5[ne sont plus prises en compte. Pour une magnitude m est calculée la probabilité que, si un séisme

de magnitude supérieure ou égale à 4.5 se produit, la magnitude de ce séisme soit égale à m . Ce sont les magnitudes 4.5 qui ont cette fois la plus grande probabilité d'occurrence. Lorsque $M_{min}=4.0$, la somme des probabilités de 4.0 à 7.0 est égale à 1.0 ; lorsque $M_{min}=4.5$, c'est la somme des probabilités de 4.5 à 7.0 qui est égale à 1.0.

b) Les probabilités de dépassement sont identiques, l'accélération cible est la même dans les deux cas.

c) Les probabilités de dépassement sachant qu'il se produit un séisme de magnitude supérieure à la magnitude M_{min} sont modifiées : les contributions relatives sont conservées mais les magnitudes [4.0-4.5[ne contribuent plus.

d) Finalement, le taux (cercle plein rouge) a diminué, ce qui est logique puisque les magnitudes sont moins nombreuses à contribuer. La somme des probabilités de c) est multipliée par le taux annuel $\lambda(m \geq 4.5)$, inférieur à $\lambda(m \geq 4.0)$.

Les courbes d'aléa montrent que l'augmentation de M_{min} a un impact qui augmente lorsque l'accélération diminue. Au-delà d'une accélération suffisamment grande (250 gal environ pour cet exemple), l'augmentation de M_{min} n'a plus d'impact sur les taux annuels (cercles rouges superposés aux cercles noirs).

Diminution de la magnitude maximale

La magnitude maximale diminue de 7.0 à 6.5. Les magnitudes]6.5-7.0] ne contribuent plus au calcul. Sur la figure 1.8 page 22 les résultats obtenus avec $M_{max} = 6.5$ (en rouge) sont superposés aux résultats correspondants à $M_{max} = 7.0$ (en noir). L'accélération cible est $A^* = 350$ gal :

a) La distribution de probabilité en magnitude est modifiée, la gamme de magnitude est moins large. Les probabilités des magnitudes [4.0-6.5] ne sont cependant que très légèrement augmentées car les probabilités des magnitudes]6.5-7.0] (reportées sur [4.0-6.5]) étaient très faibles.

b) Les probabilités de dépassement sont identiques sur l'intervalle [4.0-6.5], l'accélération cible est la même dans les deux cas.

c) Les probabilités de dépassement sachant qu'il se produit un séisme de magnitude supérieure à la magnitude M_{min} sont très légèrement augmentées dans l'intervalle [4.0-6.5], les magnitudes]6.5-7.0] ne participent plus au calcul.

d) Le taux annuel obtenu (cercle plein rouge) a logiquement diminué.

Les courbes d'aléa montrent que le fait de diminuer la magnitude maximale a un impact très faible sur les faibles niveaux d'accélération (≤ 100 gal) et un impact plus fort sur les accélérations supérieures à 200 gal. En effet, lorsque le niveau d'accélération augmente, les faibles magnitudes contribuent de moins en moins et la proportion de contributions apportées par les

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

magnitudes élevées augmente.

Troncature des prédictions de la relation d'atténuation

Le paramètre qui est cette fois modifié est la fonction de densité de probabilité de l'accélération fournie par la relation d'atténuation. Pour chaque séisme de magnitude m et distance hypocentrale r , la relation d'atténuation fournit une fonction de densité de probabilité du logarithme de l'accélération (cf. section 1.1.4). Cette fonction est une gaussienne d'écart-type $\sigma_{\log_{10} A}$ et de moyenne $\log_{10} A_{\text{mediane}}$ (utilisation de la relation d'atténuation Berge-Thierry et al. (2003), cf. chapitre 4). La fonction de densité de probabilité de $\log_{10} A$ pour une magnitude 6.0 à 27 km est représentée sur la figure 1.9 (page 23, graphique gauche, courbe grise). La fonction cumulée correspondante est tracée sur le graphique de droite.

Deux calculs sont comparés : dans le premier les probabilités de dépassement sont calculées à partir de la fonction normale sans troncature, dans le second elles sont calculées à partir de la fonction normale tronquée à 2σ au-dessus de la moyenne $\log_{10} A_{\text{mediane}}$. La fonction de densité de probabilité tronquée est renormalisée. Sur la figure 1.9 est tracée, pour une troncature à $+2\sigma$, la fonction de densité de probabilité cumulée tronquée et renormalisée (tirets noirs).

Sur la Figure 1.10 page 24, les résultats avec troncature à 2σ (en rouge) sont représentés superposés aux résultats sans troncature (en noir), le calcul est effectué pour une accélération cible de 200 gal :

- a) La distribution de probabilité en magnitude est inchangée.
- b) Les probabilités de dépassement de chaque magnitude sont légèrement diminuées, celles des magnitudes inférieures à 5.3 sont réduites à zéro.
- c) Les probabilités de dépassement sachant qu'il se produit un séisme de magnitude $M \geq M_{\text{min}}$ sont fortement diminuées, elles sont d'autant plus affectées que la magnitude est faible. Ces résultats montrent que les contributions des magnitudes [4.0-5.3] dans le cas non tronqué correspondent à des accélérations situées à plus de 2σ au-dessus de la médiane.
- d) Le taux final est reporté sur la courbe d'aléa. Il est plus faible que le taux calculé sans troncature. Les courbes d'aléa montrent que la troncature a un impact sur toutes les accélérations cibles, de 50 à 500 gal.

Cet exemple démontre le rôle prépondérant des accélérations très peu probables (situées à plus de 2 écart-types au-dessus de la médiane). Ces accélérations peuvent contribuer très fortement, leurs très faibles probabilités sont en effet compensées par les très fortes probabilités d'occurrence des magnitudes.

1.2.3 Conclusions

Le calcul détaillé de l'aléa sur cet exemple simple éclaire les natures différentes des probabilités qui interviennent et leur mode d'addition. D'autre part, les modifications des paramètres d'entrée (M_{min} , M_{max} et la troncature à $+N\sigma$) et leurs effets sur les différentes étapes du calcul permettent de comprendre le rôle de chacun de ces paramètres. Une modification de la magnitude minimale a un impact sur le taux annuel estimé d'autant plus fort que le niveau d'accélération cible est faible. A l'inverse, une modification de la magnitude maximale a un impact d'autant plus fort que l'accélération cible est grande. Enfin, la troncature de la distribution gaussienne fournie par la relation d'atténuation influence les résultats quelle que soit l'accélération cible considérée. Ces effets, mis en évidence sur un exemple simple, vont se retrouver dans les situations réelles (études d'impact du chapitre 7).

◇1. LA MÉTHODE DE CORNELL-MCGUIRE

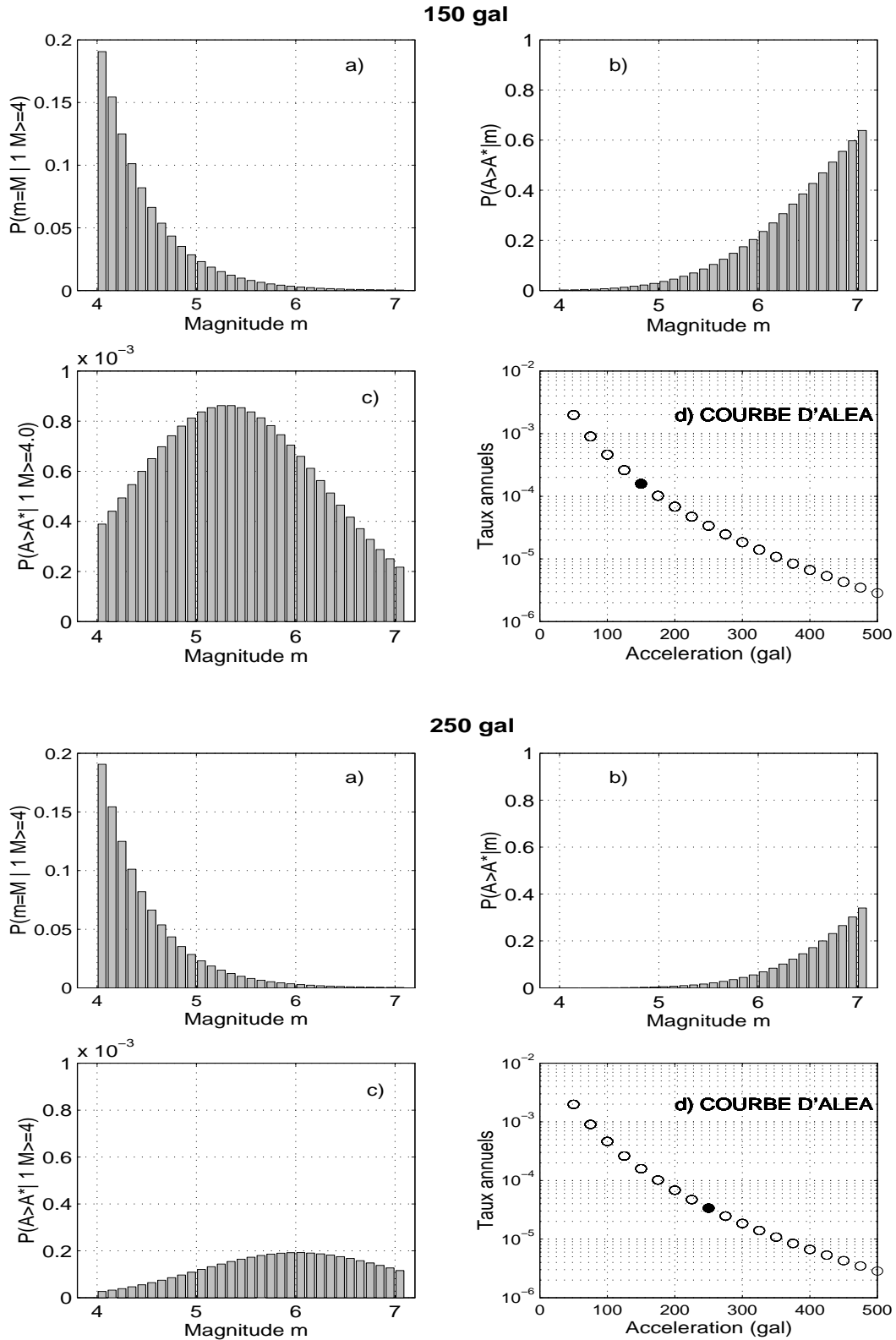


FIG. 1.6 – Calcul de l'aléa pour une source ponctuelle, $A^* = 150\text{gal}$ et $A^* = 250\text{gal}$; a) Probabilités d'occurrence des magnitudes (condition : il se produit une $M \geq 4.0$); b) $P(A > A^*|m)$; c) $P(A > A^*|m \geq 4.0)$, (soit $c=a \times b$), multiplication membre à membre); d) Courbe d'aléa, cercle plein : λ_{A^*} .

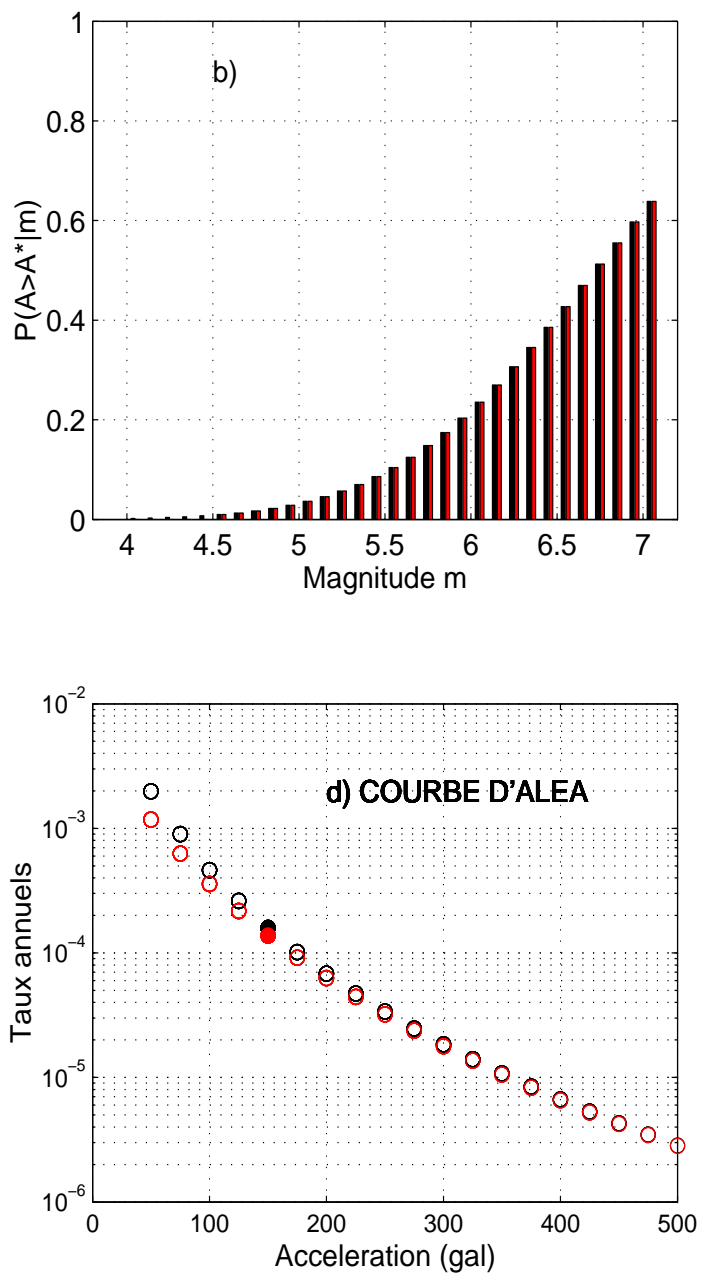


FIG. 1.7 – Cas d'une source ponctuelle, effet d'une augmentation de M_{min} : en noir, $M_{min} = 3.5$; en rouge, $M_{min} = 4.5$; niveau cible : $A^* = 150$ gal.

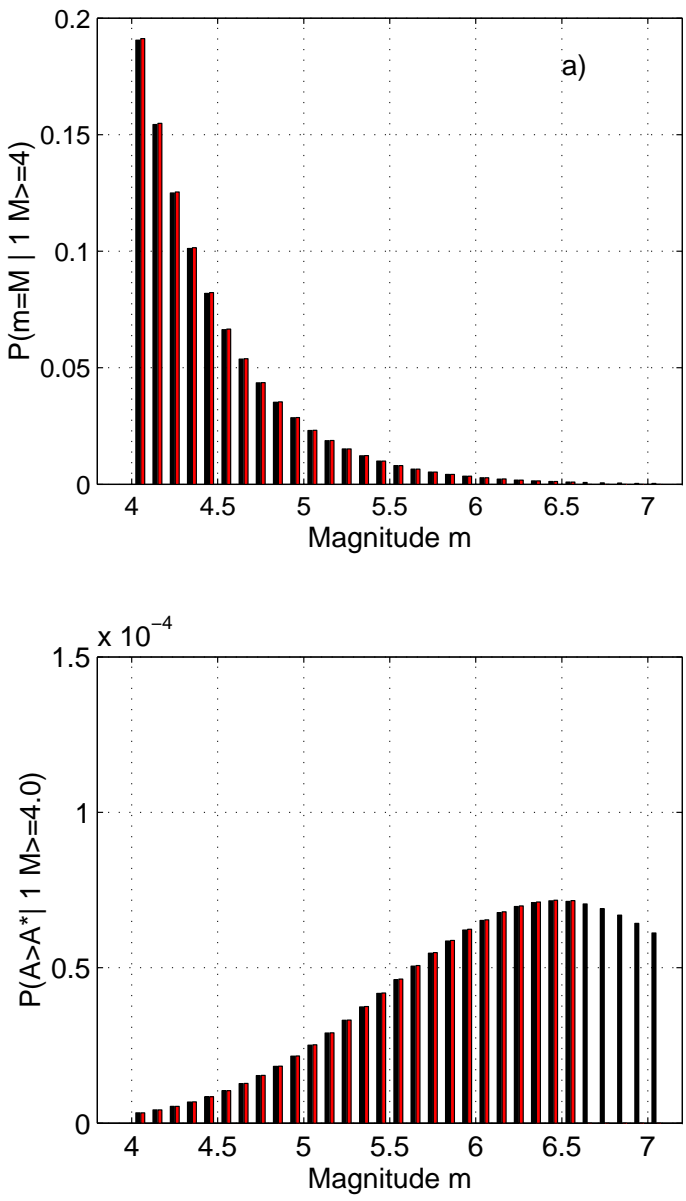
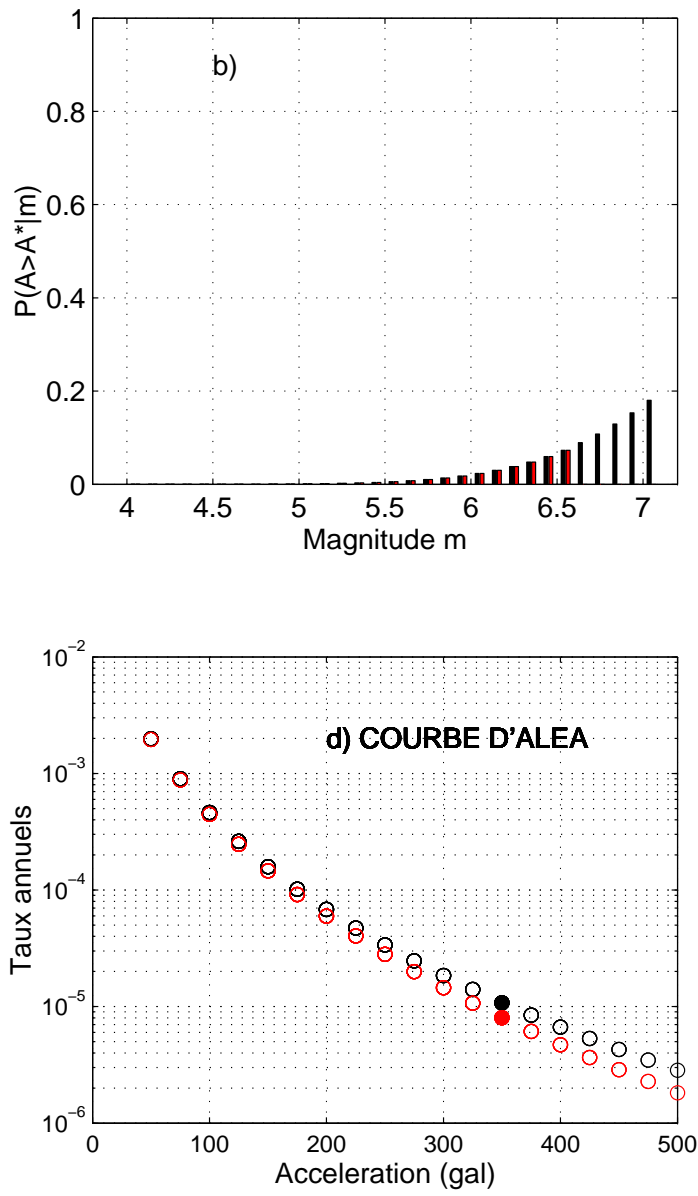


FIG. 1.8 – Cas d'une source ponctuelle, effet d'une diminution de M_{max} : en noir, $M_{max} = 7.0$; en rouge, $M_{max} = 6.5$; niveau cible : $A^* = 350$ gal.

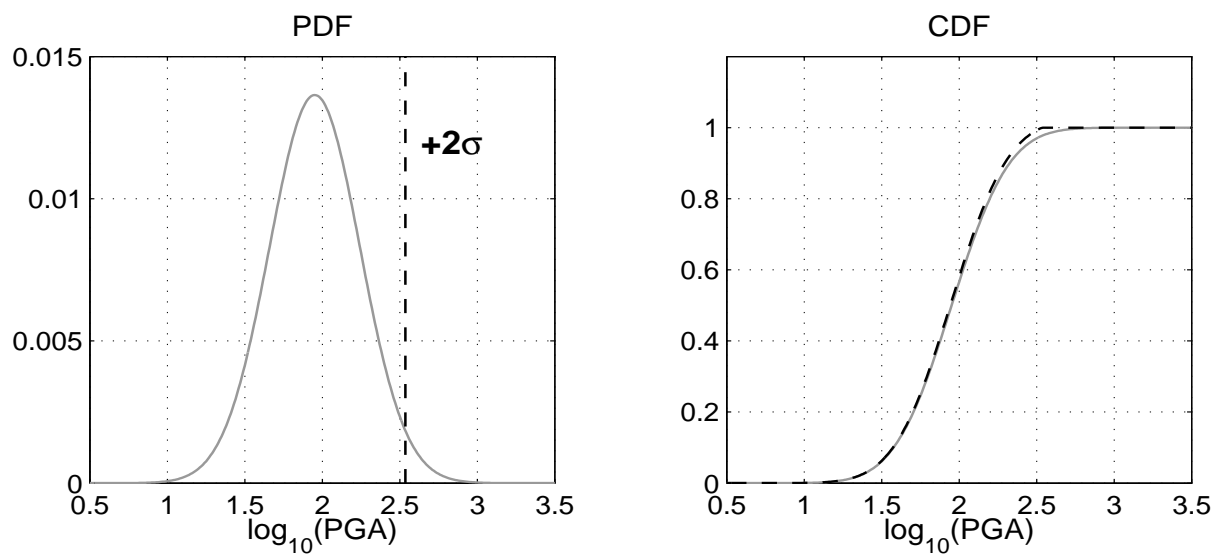


FIG. 1.9 – Troncature de la distribution de probabilité normale prédite par la relation d'atténuation ; à gauche : PDF normale non tronquée, à droite : fonction de densité cumulée (CDF) normale non tronquée en gris et tronquée à 2σ en tirets noirs (la CDF tronquée est renormalisée).

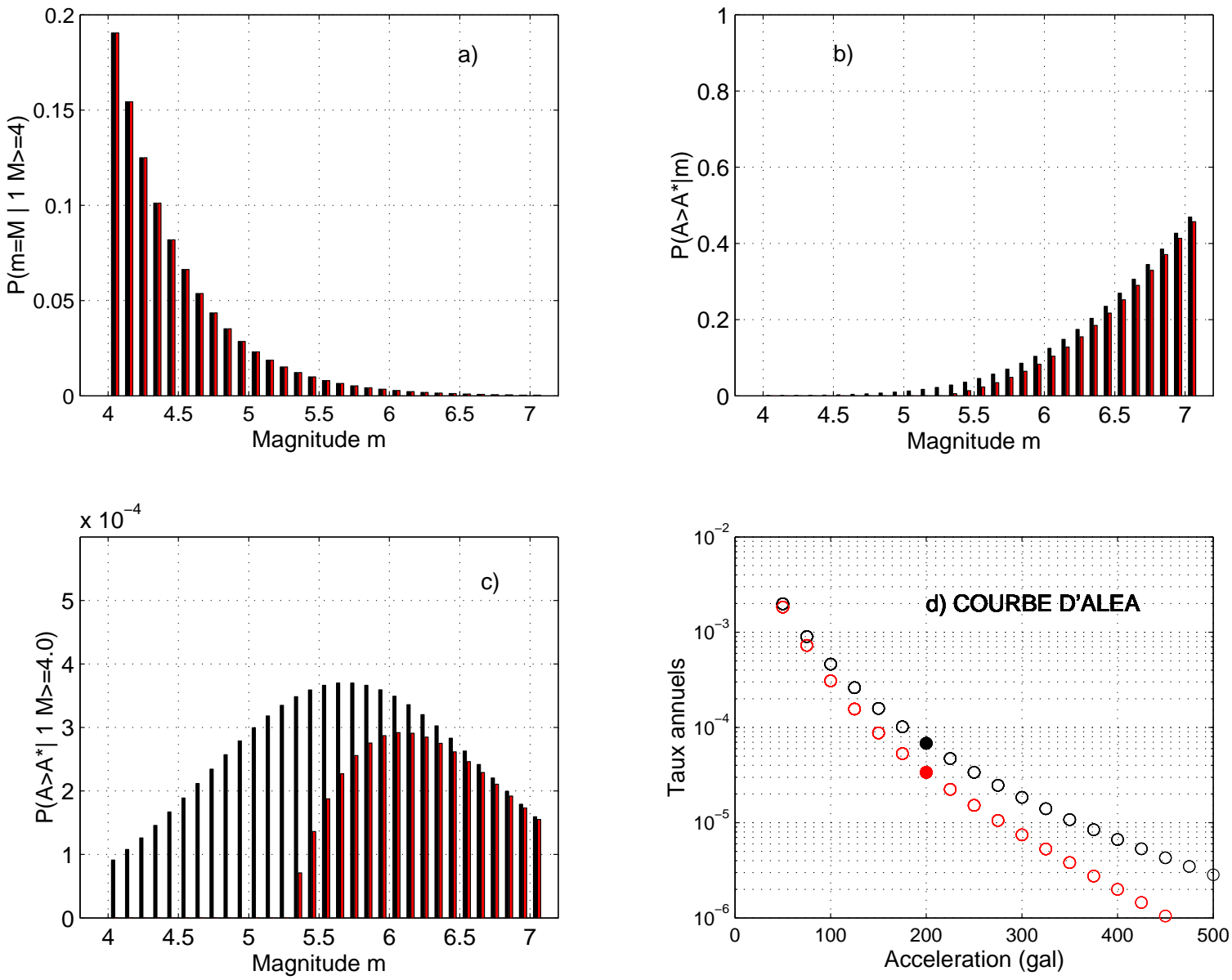


FIG. 1.10 – Cas d'une source ponctuelle, effet d'une troncature de la distribution de probabilité normale prédite par la relation d'atténuation : en noir, pas de troncature ; en rouge, troncature à 2σ ; niveau cible : $A^* = 200$ gal.

Chapitre 2.

Le code de calcul CRISIS

Les programmes de calcul de l'aléa selon la méthode de Cornell-McGuire sont nombreux : les codes EQRISK (McGuire, 1976), SEISRISK III (Bender & Perkins, 1987) et CRISIS (Ordaz, 2001a) sont parmi les plus couramment utilisés. Dans cette étude, le code de calcul de l'aléa est basé sur la version CRISIS 1.0.18. Le code source fortran de CRISIS a été modifié selon nos besoins (adaptation à la relation d'atténuation Berge-Thierry et al. (2003), mise en place de la déaggrégation, ...). Ce chapitre décrit comment le code CRISIS met en pratique la méthode de Cornell-McGuire, en reprenant les étapes du calcul : subdivision des zones sources, intégration en magnitude, troncature des prédictions de la relation d'atténuation et interpolation des accélérations. De plus, les paramètres choisis dans notre étude et les modifications éventuelles du code sont précisés.

2.1 Mode de calcul

Pour une accélération cible A^* , le code calcule le taux annuel d'occurrence d'une accélération supérieure à A^* (taux annuel de dépassement), les intégrales en magnitude et distance de l'équation 1.1 sont discrétisées :

$$\lambda_{A^*} = \sum_{i=1}^N \lambda_i \sum_{m=M_{min}}^{M_{max_i}} \sum_r P[A > A^* | m, r] f_{M_i}(m) f_{R_i}(r) \Delta m \Delta r$$

Les informations suivantes sont fournies en entrée du programme CRISIS :

- les coordonnées du site,
- la magnitude minimale M_{min} et les taux de sismicité associés de chaque zone source $i : \lambda_i = \lambda_i(M \geq M_{min})$,
- les magnitudes maximales M_{max_i} ,
- les pentes des lois de récurrence β_i ,
- les sommets des polygones qui délimitent les zones sources,

◇2. LE CODE DE CALCUL CRISIS

- les paramètres qui contrôlent les discrétisations en magnitude (Δm) et en distance (F_{min} , R_{min} , D_{max} , cf. plus loin),
- les coefficients de la relation d’atténuation,
- les accélérations cibles et les périodes de retour d’intérêt.

Le programme CRISIS calcule λ_{A^*} :

- en subdivisant chaque zone source en sous-zones afin d’obtenir les f_{R_i} ,
- en calculant les f_{M_i} à partir de β , M_{min} et M_{max_i} (modèle d’exponentielle tronquée, équation 1.4),
- en calculant $P[A > A^* | m, r]$ à partir de la relation d’atténuation pour toutes les combinaisons (m,r) (équation 1.8),

Le code permet d’introduire des incertitudes sur les paramètres de sismicité et sur la magnitude maximale et de tenir compte de ces incertitudes dans le calcul. Cette option n’a pas été utilisée dans cette étude, nous avons préféré faire varier ces paramètres à l’extérieur du code de calcul probabiliste, afin de pouvoir quantifier la variabilité engendrée sur les estimations d’aléa.

2.2 Subdivision des zones sources

Dans la méthode de Cornell-McGuire, la courbe de récurrence modélisée pour une zone source est répartie uniformément sur l’ensemble de la zone. En pratique, la zone source est subdivisée en sous-zones considérées comme des zones sources ponctuelles et leurs taux de sismicité sont proportionnels à leurs surfaces. La distance source-site est alors la distance entre le barycentre de la sous-zone et le site. Les techniques de subdivision varient selon les codes, le code de calcul EQRISK (McGuire, 1976) découpe par exemple les zones sources en portions d’anneaux circulaires centrés sur le site.

Le code CRISIS subdivise les zones sources en triangles. La taille des triangles varie avec la distance source-site : les triangles ont des dimensions d’autant plus grandes qu’ils sont loin du site ; cette triangularisation permet ainsi un gain de temps de calcul. Pour chaque triangle sont calculés une dimension caractéristique D_c (la racine carrée de l’aire du triangle) et le rapport R_p entre la distance source-site et D_c . Dans un premier temps, les polygones des zones sources sont subdivisés en triangles (les sommets des triangles correspondent aux sommets des polygones) ; puis ces triangles «primaires» sont à nouveau subdivisés, et ainsi de suite... Les subdivisions s’arrêtent lorsqu’une des deux conditions suivantes est remplie :

- $D_c \leq R_{min}$,
- $R_p \geq F_{min}$ (hypothèse de source ponctuelle).

Les paramètres R_{min} et F_{min} sont définis en entrée du code CRISIS. Dans toute notre étude,

nous avons utilisé les paramètres par défaut du code : $R_{min} = 11$ km et $F_{min} = 3$. La subdivision s'arrête lorsque la dimension caractéristique du triangle est inférieure à 11 km ou lorsque la distance source-site est supérieure à 3 fois la taille du triangle. De plus, une distance maximale D_{max} est fournie en entrée du code CRISIS : les triangles ne seront pas pris en compte au-delà de D_{max} , car les contributions au-delà de D_{max} sont négligeables. Nous avons utilisé une distance maximale de 400 km ce qui est largement suffisant au vu des études de déagréation (cf. chapitre 8), l'essentiel des contributions provient en effet de sources à moins de 100 km.

La subdivision des zones sources diffère d'un site à l'autre. La figure 2.1 (page 28) montre une subdivision du zonage utilisé dans cette étude, pour le site de coordonnées $(-0.29 ; 43.0)$ dans les Pyrénées. Les zones sources correspondent aux trait épais, les subdivisions aux traits fins. Un zoom sur le site (figure 2.2, haut) permet de mieux apprécier la subdivision à proximité du site.

Un second jeu de paramètres R_{min}/F_{min} a été testé : $R_{min} = 1$ km et $F_{min} = 5$, conseillé lorsque le site est très proche des sources (Ordaz, 2001b). Les temps de calcul sont néanmoins plus longs. La figure 2.2 montre la subdivision très fine obtenue au site précédent. Nos tests montrent que les différences sur les accélérations sont de l'ordre de 1 gal, quelle que soit la période de retour entre 100 et 10000 ans et le site géographique considéré. Les paramètres par défaut de CRISIS produisent donc une subdivision suffisamment précise pour notre cas de figure (les zones sources sont à des profondeurs de 10 et 15 km). Le second jeu de paramètres (1/5) ne sera utilisé que lors des études de déagréation (chapitre 8) où l'utilisation du jeu de paramètres (3/11) produit des déagréations en distance très légèrement biaisées.

2.3 Intégration en magnitude

Le choix du pas en magnitude Δm est important. L'intégration en magnitude dans le code CRISIS est effectuée avec la méthode de Simpson. La probabilité de dépassement $P[A > A^* | m, r]$ est calculée pour chaque magnitude échantillonnée : plus le pas en magnitude est petit et plus le calcul de l'aléa est précis. Dans le code CRISIS, le pas en magnitude Δm est par défaut égal à $(M_{max} - M_{min})/9$. Nous avons modifié le code afin d'imposer un pas de 0.1 quelles que soient les valeurs de M_{min} et M_{max} .

D'autre part, la déagréation (chapitre 8) implique de stocker au fur et à mesure lors du calcul les contributions en magnitude et distance. La méthode de Simpson interpole sur trois points par un polynôme du second degré. Par suite, utiliser la méthode de Simpson pour intégrer la densité de probabilité en magnitude impose une largeur minimale de $2\Delta m$ pour le stockage des contributions en magnitude. Nous avons donc modifié le mode d'intégration de

◇2. LE CODE DE CALCUL CRISIS

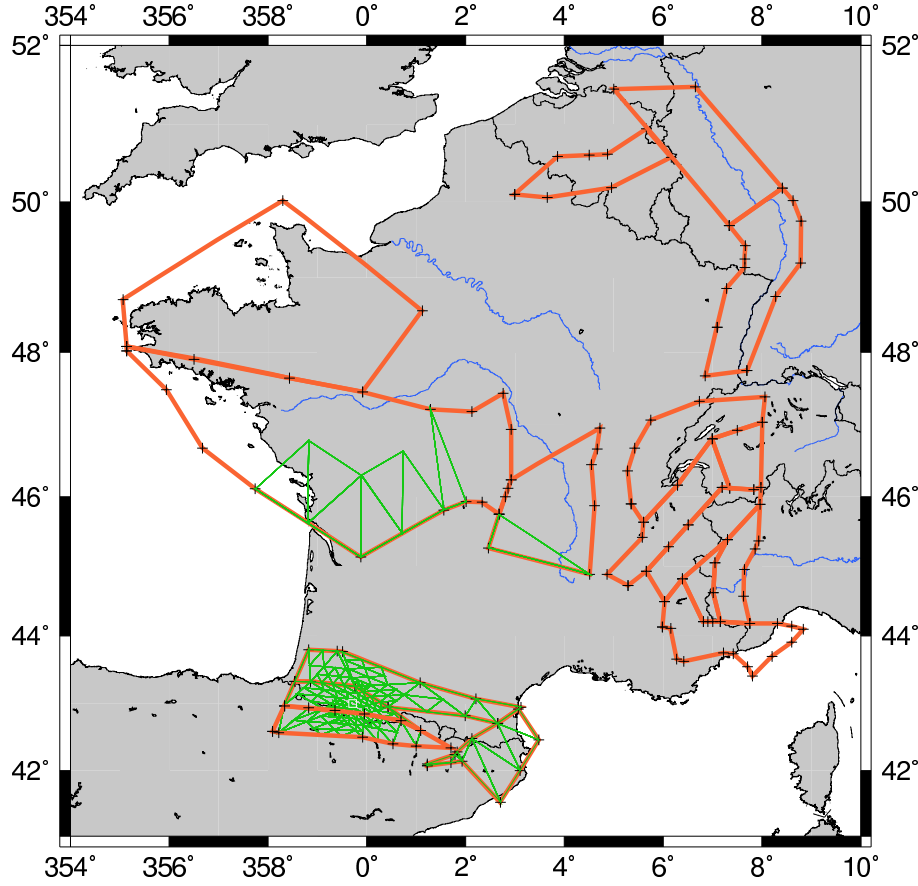


FIG. 2.1 – *Subdivision des zones sources en triangles pour le site $(-0.29; 43.0)$ (carré blanc) ; avec $R_{min} = 11$ km, $F_{min} = 3$ et $D_{max} = 400$ km ; traits épais : zones sources, traits fins : triangles subdivisés ; zoom sur la figure 2.2 (figure du haut).*

la magnitude : la densité de probabilité de l'intervalle $[m, m+\Delta m]$ est calculée à partir de la fonction de densité cumulée (équation 1.3). Le stockage en magnitude peut alors être effectué avec la même précision que l'intégration.

2.4 Troncature et renormalisation de la distribution des accélérations

Dans le code CRISIS, la troncature des prédictions de la loi d'atténuation est implémentée. Pour un couple magnitude-distance (m, r) , la relation d'atténuation fournit une fonction de densité de probabilité normale (PDF), centrée sur la valeur moyenne $\ln A_m$ et d'écart-type $\sigma_{\ln A}$. Afin de ne pas tenir compte des accélérations très peu probables, la PDF peut être tronquée à

$N\sigma$ au-dessus de la moyenne $\ln A_m$: les probabilités des accélérations supérieures à $A_m e^{N\sigma}$ deviennent nulles. La PDF tronquée aux valeurs supérieures doit être renormalisée et la probabilité de dépassement ne se calcule plus selon l'équation 1.8 mais comme suit :

$$P(\ln A > \ln A^*|m, r) = 1 - \phi \left[\frac{\ln A - \ln A_m}{\sigma} \right] \frac{1}{\phi(N)} \quad \begin{array}{l} \ln A \leq \ln A_m + N\sigma \\ \ln A > \ln A_m + N\sigma \end{array} \quad (2.1)$$

$$= 0$$

L'effet d'une troncature sur la distribution normale prédite par la relation d'atténuation est illustré sur la figure 2.3. Sur la PDF (à gauche) sont indiquées les valeurs à $+1\sigma$, $+2\sigma$ et $+3\sigma$; les fonctions de probabilité cumulées tronquées (et renormalisées) correspondantes sont superposées à la fonction non tronquée (à droite). Le mode de calcul probabiliste permet aux accélérations très peu probables de contribuer considérablement aux estimations d'aléa ; l'effet de la troncature des prédictions de la relation d'atténuation est analysé au chapitre 7.

2.5 Set d'accélérations cibles et interpolation

Le code CRISIS détermine les accélérations cibles pour lesquelles le calcul du taux annuel est effectué à partir de trois paramètres d'entrée : une accélération minimale A_{min} , une accélération maximale A_{max} et un nombre de cibles. Les cibles sont distribuées dans l'intervalle $[A_{min}-A_{max}]$ avec un pas qui augmente de manière logarithmique avec l'accélération.

Le code calcule les taux annuels de dépassement de ces cibles puis interpole les accélérations correspondant aux taux annuels d'intérêt. Il importe de choisir judicieusement les bornes minimales et maximales des accélérations cibles, ainsi que le nombre requis, afin que les taux annuels soient correctement interpolés. Dans cette étude, les taux annuels de dépassement sont calculés pour 80 accélérations entre 30 et 3000 gal. Sur la figure 2.4 est représenté un exemple d'interpolation sur la courbe d'aléa. Les symboles carrés correspondent aux taux annuels calculés, la croix correspond au résultat de l'interpolation pour la période de retour de 475 ans. Le pas en accélération est très fin, le calcul des taux annuels sur cette série d'accélérations assure une interpolation très précise pour toutes les périodes de retour de 100 à 100000 ans.

◇2. LE CODE DE CALCUL CRISIS

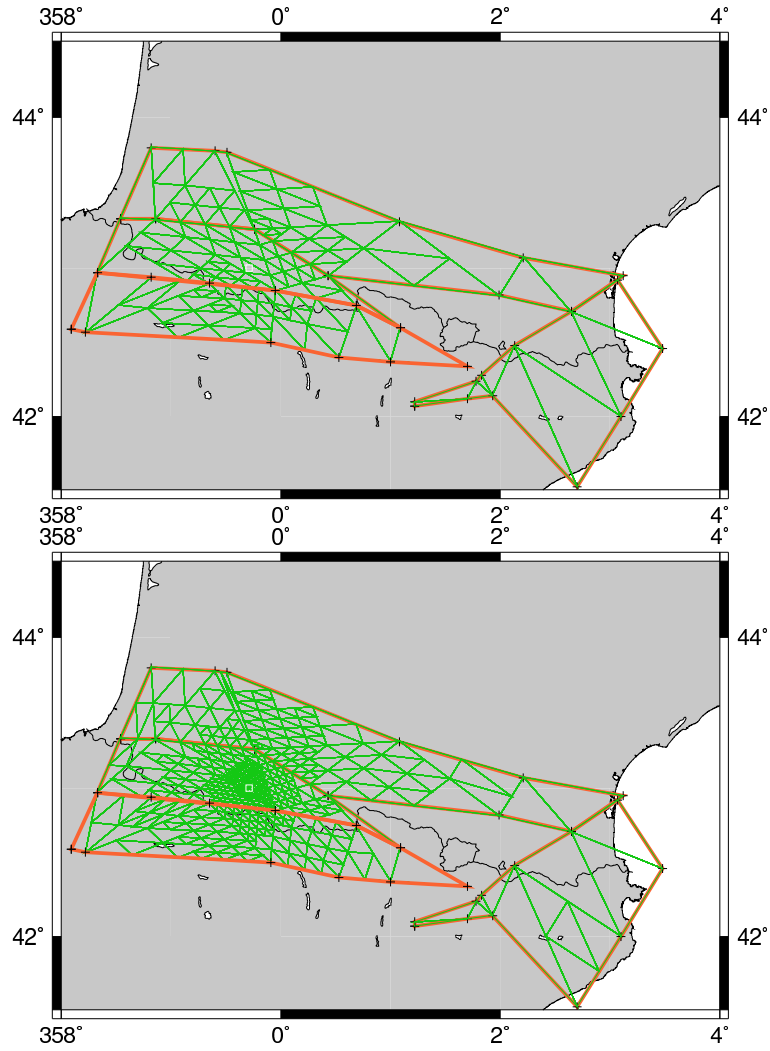


FIG. 2.2 – Subdivision des zones sources en triangles (cf. légende de la figure 2.1), avec $R_{min} = 11$ km et $F_{min} = 3$ (Haut), puis avec $R_{min} = 1$ km et $F_{min} = 5$ (Bas).

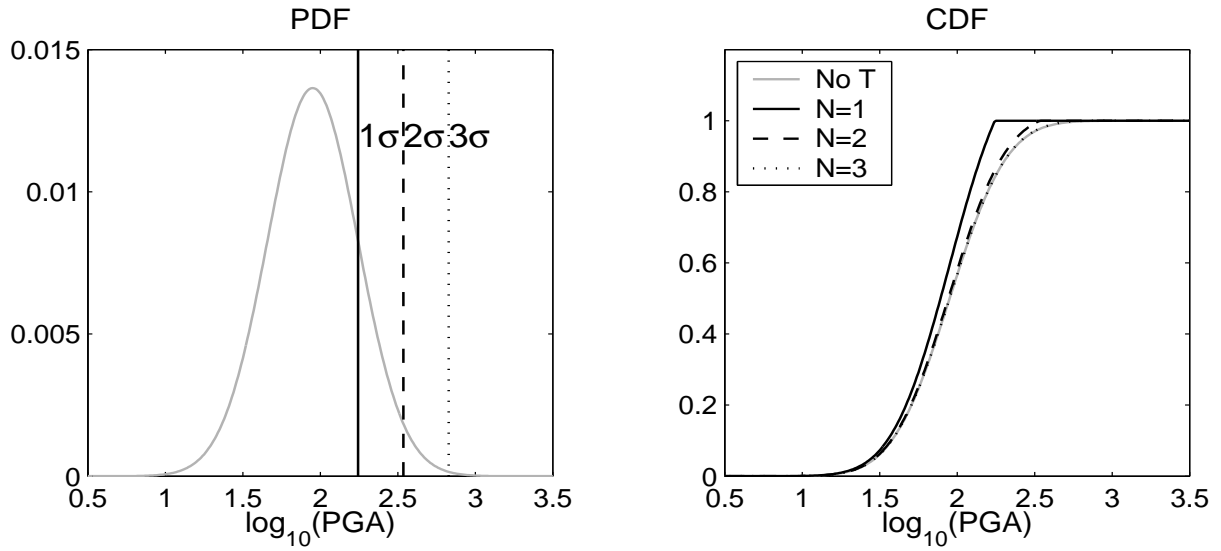


FIG. 2.3 – Troncature de la distribution de probabilité normale prédite par la relation d'atténuation ; à gauche : PDF normale non tronquée, à droite : CDF normale non tronquée en gris, tronquée à $+1\sigma$ (trait continu), à $+2\sigma$ (tirets) et à $+3\sigma$ (pointillés). Les CDF tronquées sont renormalisées.

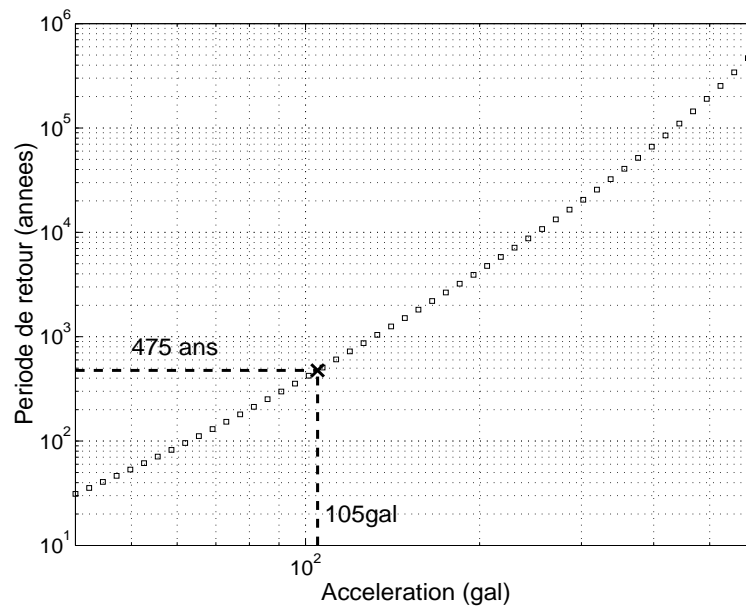


FIG. 2.4 – Exemple d'interpolation de l'accélération correspondant à la période de retour 475 ans ; symboles carrés : résultat du calcul de l'aléa, croix : résultat de l'interpolation (105 gal).

◇2. LE CODE DE CALCUL CRISIS

Chapitre 3.

Constitution du catalogue de sismicité

Deux types de données sont disponibles pour décrire la sismicité de la France, les données historiques et les données instrumentales. La base de données historique SisFrance rassemble des informations sur des séismes s'étant produit dans le dernier millénaire, tandis que le catalogue instrumental du LDG (Laboratoire de Détection Géophysique du Commissariat à l'Energie Atomique) couvre les derniers 40 ans. Les séismes historiques sont décrits en terme d'intensités et les séismes instrumentaux en terme de magnitudes. Un catalogue de sismicité doit être constitué avec une seule mesure caractérisant tous les événements sismiques. La magnitude est choisie ici comme mesure homogène, il est donc nécessaire de transformer les intensités macro-sismiques de tous les événements historiques en magnitudes.

Les zones les plus actives en France sont situées aux frontières avec les pays voisins. Pour estimer l'aléa sismique sur le territoire, la zone étudiée doit être plus large et comprendre les régions frontalières : dans cette étude, la fenêtre géographique choisie s'étend de -6° à 10° en longitude et 41° à 52° en latitude.

3.1 Le catalogue de sismicité instrumental

3.1.1 Choix du catalogue du LDG

Le réseau sismologique du LDG est le seul réseau français assurant une couverture du territoire depuis plus de 40 ans. Le catalogue utilisé dans cette étude débute en 1962 et se termine fin 1999. La magnitude estimée est une magnitude locale M_L (Nicolas et al., 1998). L'ensemble des séismes de magnitude supérieure ou égale à 3.0 sont reportés sur la carte 3.1 (4666 événements dans la fenêtre géographique considérée). Les deux magnitudes les plus fortes enregistrées depuis 1962 s'élèvent à 5.8, elles correspondent au séisme de Ligurie en 1963 et au séisme de Roermond en 1992 (cf. carte 3.1).

Les stations sismologiques du réseau LDG sont localisées sur le territoire français, les caractérisations des séismes qui se produisent aux frontières sont moins précises que celles des

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

séismes à l'intérieur du territoire. Cependant, afin de limiter les corrélations entre magnitudes, nous avons choisi de ne pas utiliser de catalogues sismiques étrangers. En effet, même si un catalogue étranger dispose d'une magnitude locale M_L , cette magnitude ne sera probablement pas équivalente à la magnitude M_L du LDG et une corrélation devra être effectuée. La détermination des coefficients d'une corrélation est toujours délicate, la conversion d'une magnitude dans une autre entraîne toujours des incertitudes (Dyck, 1985). L'utilisation du catalogue du LDG seul assure l'homogénéité du catalogue instrumental en magnitude mais aussi dans le temps, ce qui est extrêmement important pour le calcul des taux de récurrence. Par ailleurs, seules les magnitudes supérieures ou égales à 3.5 sont utilisées pour le calcul des paramètres de sismicité : ce seuil est suffisamment élevé pour assurer une bonne couverture du réseau LDG dans les zones sources situées aux frontières. Les orientations prises dans les études d'aléa précédentes sont différentes : dans l'étude EPAS (Dominique et al., 2001), les catalogues des pays voisins sont intégrés au catalogue français ; de nombreuses corrélations sont utilisées (tant sur le catalogue instrumental que sur les intensités historiques). A l'inverse, pour la révision du zonage sismique de la France, les catalogues de sismicité étrangers sont utilisés séparément dans les zones sources localisées sur le sol du pays correspondant.

D'autre part, environ 250 séismes de magnitude supérieure à 3.0 disposent uniquement d'une magnitude de durée, ils sont pour la plupart antérieurs à 1980. Le report sur un graphique de la magnitude locale en fonction de la magnitude de durée, pour les événements disposant des deux, montre qu'elles sont comparables et qu'il n'est pas nécessaire d'utiliser une corrélation. Dans cette étude, les magnitudes de durée sont considérées équivalentes aux magnitudes M_L .

3.1.2 Traitement des répliques

Dans le calcul probabiliste, les séismes sont supposés se produire de manière aléatoire dans le temps et l'espace (processus de Poisson). Cette hypothèse est très forte, dans la réalité les séismes ne sont pas indépendants les uns des autres, l'occurrence d'un séisme sur une faille modifie le champ de contrainte et influence la capacité de cette faille à produire d'autres séismes. Tenir compte de ces dépendances est impossible à l'heure actuelle en France, en raison du faible nombre de données disponibles ; le processus de Poisson reste le seul modèle d'occurrence applicable. En revanche, dans les régions plus actives, lorsqu'une zone source délimite une faille bien renseignée, un modèle d'occurrence plus réaliste peut être appliqué : le modèle de renouvellement. La probabilité d'occurrence d'un séisme sur la faille augmente lorsque le temps écoulé depuis le dernier séisme augmente (Cramer et al., 2000).

L'hypothèse d'un processus de Poisson amène de nombreuses études probabilistes à «nettoyer» le catalogue de sismicité de ces répliques. Dominique et al. (2001) élimine ainsi manuellement les séismes se produisant entre une semaine avant et un an après le choc princi-

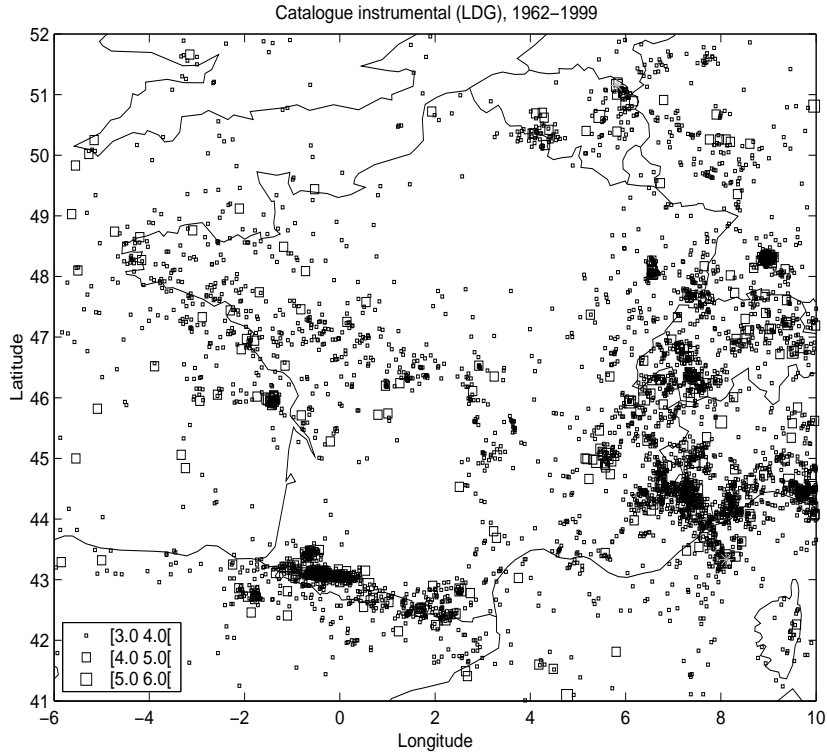


FIG. 3.1 – *Sismicité instrumentale, catalogue du LDG [1962-1999], $M_L \geq 3.0$.*

pal. Identifier les répliques des événements principaux est une opération extrêmement délicate ; nous avons cependant tenté d'identifier les répliques du catalogue instrumental grâce à l'algorithme de Reasenber (1985). Nous avons conservé les paramètres requis par son programme déterminés pour des catalogues de sismicité en Californie : définir des paramètres propres aux données françaises serait très difficile vu le faible nombre de séismes de magnitude significative ($M \geq 4.0$).

L'algorithme de Reasenber est appliqué sur les magnitudes instrumentales supérieures à 3.0. Les chocs principaux et répliques sont reportés sur la carte 3.2 lorsque la magnitude du choc principal est supérieure à 3.5 et lorsqu'il y a plus de 1 réplique (au total 36 chocs principaux). A côté de chaque groupe de séismes est mentionnée la magnitude du choc principal. Pour les 11 chocs principaux dont la magnitude est supérieure à 5.0 (en rouge), la magnitude maximale est suivie de la magnitude minimale des répliques, de l'année et du nombre de séismes total détectés. Par exemple, 61 répliques du séisme d'Arudy ($M = 5.7$, 1980) dans les Pyrénées sont identifiées, ou encore 2 répliques du séisme d'Arette ($M = 5.3$, 1967).

La sismicité en France est faible et les répliques sont peu nombreuses si l'on considère les magnitudes supérieures à 3.5 (magnitudes utilisées dans la suite pour le calcul des paramètres

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

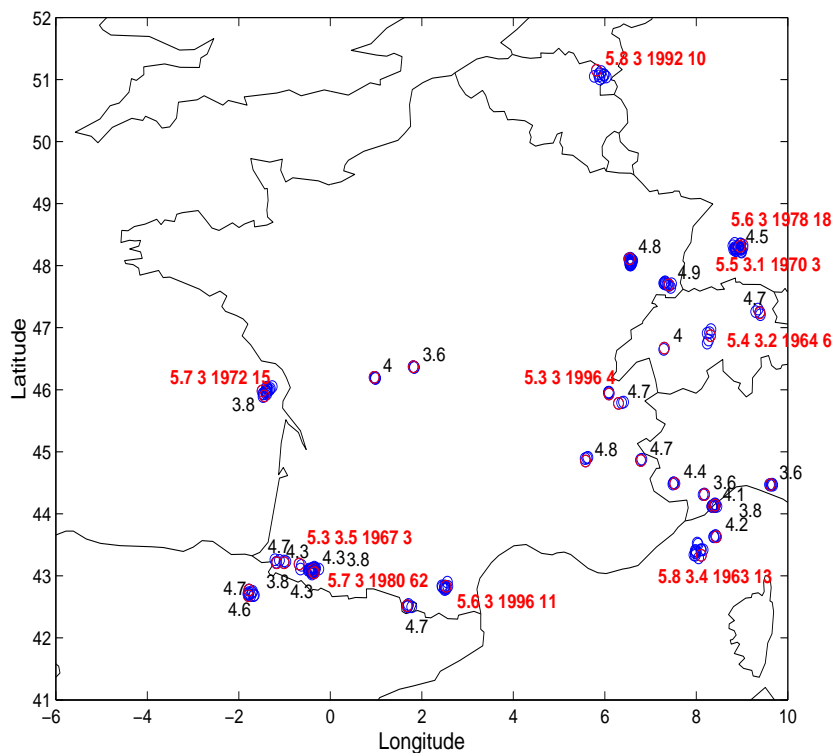


FIG. 3.2 – Chocs principaux et répliques identifiés par l'algorithme de Reasenber (1985) appliqué sur le catalogue instrumental ($M \geq 3.0$); chiffres noirs : magnitude M_P du choc principal; chiffres rouges : $M_P \geq 5.0$, suivie de la magnitude minimale des répliques, de l'année et du nombre de répliques (en comptant le choc principal).

de sismicité). Les taux de sismicité sont néanmoins légèrement diminués si le catalogue nettoyé est utilisé plutôt que le catalogue original. Cependant, nous avons constaté que les différences entre les pentes β des courbes de récurrence calculées sur le catalogue nettoyé et sur le catalogue original sont inférieures à l'écart-type sur β (cf. chapitre 5). Nous avons finalement choisi de ne pas travailler sur le catalogue nettoyé : le catalogue instrumental reste intègre. L'incertitude liée au nettoyage des répliques n'est donc pas abordée dans cette étude.

3.1.3 La courbe de Gutenberg-Richter

Le catalogue instrumental [1962-1999] contient un grand nombre de séismes de faible magnitude (Figure 3.1). Les hypothèses requises pour modéliser les courbes de récurrence que sont la décroissance exponentielle du nombre de séismes avec la magnitude et la stationnarité dans le temps du taux de sismicité, peuvent être partiellement vérifiées.

Sur la figure 3.3, le nombre de séismes est reporté en fonction de la magnitude, pour

le catalogue instrumental entier. Les nombres de séismes, cumulés et non-cumulés, décroissent exponentiellement lorsque la magnitude augmente à partir de la magnitude 3.2. Cette magnitude est la magnitude de coupure du catalogue instrumental, les magnitudes inférieures à 3.2 ne sont pas enregistrées de manière exhaustive sur les 38 ans que couvre le catalogue. Le catalogue est en revanche complet pour les magnitudes supérieures à 3.2. La pente de la décroissance exponentielle est par ailleurs de l'ordre de 1.1 ($b = \ln 10 \beta$).

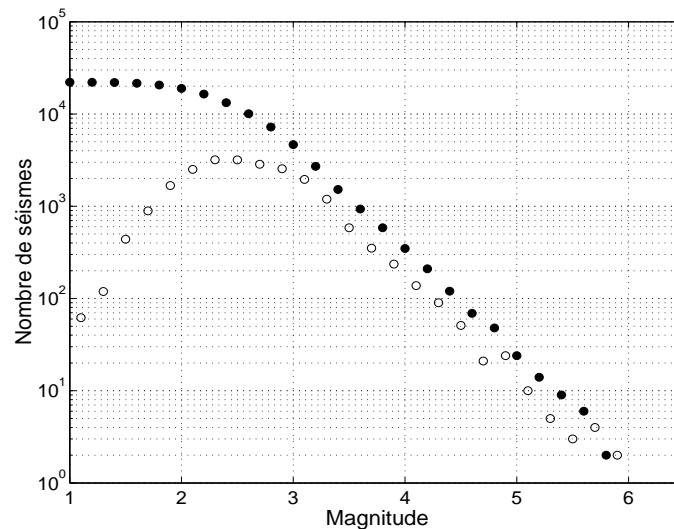


FIG. 3.3 –]

Courbes de Gutenberg-Richter pour le catalogue instrumental du LDG, période [1962-1999] ; cercles vides : nombres de séismes non-cumulés ; cercles pleins : nombres de séismes cumulés ; pas en magnitude : 0.2.

D'autre part, l'hypothèse de stationnarité dans le temps de la courbe de Gutenberg-Richter peut être vérifiée dans une certaine mesure à partir du catalogue instrumental. Sur le graphique 3.4 sont superposées les courbes de Gutenberg-Richter (cumulées) sur 4 périodes de temps de 9 ans successives (de 1964 à 1999). Les courbes se superposent sur l'intervalle de magnitude [2.8-4.3], les pentes et les taux sont comparables d'une période à l'autre. En revanche, à partir de magnitude 4.3-4.5, les courbes divergent. Les périodes de 9 ans ne sont pas représentatives pour ces magnitudes : elles sont trop courtes par rapport à leurs temps de retour. Par ailleurs, la baisse du seuil de détection du réseau avec le temps apparaît clairement : le nombre de séismes pour les magnitudes inférieures à 3.0 augmente vers les périodes récentes. Les nombres de séismes s'alignent à partir d'une magnitude de plus en plus petite (le nombre de stations du réseau LDG augmente et le territoire est de mieux en mieux couvert).

Ainsi, sur la période de temps d'observation instrumentale et à l'échelle du territoire, la

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

loi puissance de Gutenberg-Richter et la stationnarité du taux de sismicité sont vérifiées.

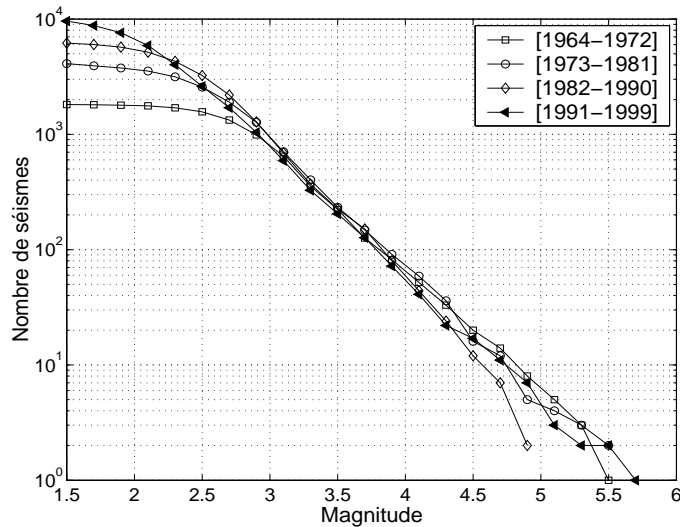


FIG. 3.4 – Courbes de Gutenberg-Richter sur 4 périodes de 9 ans successives du catalogue instrumental.

3.2 Le catalogue de sismicité historique

La base de données SisFrance rassemble l'ensemble des informations disponibles concernant les séismes historiques (Levret et al., 1994, 1996). Ces archives portent sur les derniers mille ans, ce sont des écrits de toute sorte (coupures de presse, manuscrits anciens, archives ecclésiastiques ou d'Etat, travaux scientifiques,...) interprétés en terme d'intensités macrosismiques. L'intensité macrosismique estime la force de la secousse sismique en un lieu donné. Elle repose sur les effets du séisme observés sur les personnes, les objets et les constructions. L'échelle d'intensité utilisée dans la base SisFrance est l'échelle MSK 1964 (Medvedev et al., 1967). Elle compte 12 degrés, le premier degré (I) correspond à une secousse totalement imperceptible, le dernier (XII) n'a jamais été observé, il correspond à la destruction totale de tout type de bâtiment. Le degré III correspond au seuil de perception humaine de la secousse. Les séismes de la base SisFrance sont décrits par des observations d'intensité ; à chaque observation sont associés des coordonnées géographiques et un coefficient de qualité selon le degré de fiabilité des documents historiques interprétés. Les épicentres macrosismiques ont par ailleurs été déterminés et les intensités à l'épicentre déduites.

3.2.1 Calcul de la magnitude historique

Une corrélation intensité-magnitude permet de calculer les magnitudes des séismes historiques. Les séismes post-1962 ne sont pas concernés puisque c'est la date du début du catalogue instrumental. Cependant ces séismes disposant à la fois d'une magnitude instrumentale et d'une description en termes d'intensité sont utilisés pour dériver les coefficients des corrélations intensité-magnitude.

Deux corrélations existent à l'heure actuelle en France, basées sur la même technique d'inversion mais sur des données différentes. La corrélation Levret (1994) repose sur 73 séismes disposant d'une magnitude locale LDG. La corrélation Scotti (Griot-Pommerehne & Scotti, 2001) repose sur 10 séismes : les séismes les mieux renseignés des 73 précédents et des séismes antérieurs à 1962 de magnitude plus élevée (magnitude IPGP, Cara & Rouland (1987)). Les distances sont hypocentrales dans la corrélation Levret et épacentrales dans la corrélation Scotti :

– Corrélation Scotti :

$$M = 0.64 * I + 1.86 * \log_{10} Re - 0.45 \quad (3.1)$$

– Corrélation Levret :

$$M = 0.44 * I + 1.48 * \log_{10} Rh + 0.48 \quad (3.2)$$

avec M la magnitude, I l'intensité, R_h la distance hypocentrale et R_e la distance épacentrale. Sur la figure 3.5 sont présentés les séismes ayant servi à établir la corrélation Levret : les magnitudes macrosismiques sont en ordonnée et les magnitudes instrumentales en abscisse. La superposition de la droite $y = x$ montre que la corrélation Levret sous-estime les magnitudes supérieures à 5.0. Sur la même figure (graphique du bas) sont représentés les séismes ayant servi à établir la corrélation Scotti, l'objectif était de disposer d'un jeu de données plus équilibré (accorder un poids comparable à chaque intervalle de magnitude). Les magnitudes Levret pour ces séismes sont également reportées : les magnitudes Scotti sont plus proches des magnitudes instrumentales (M_L , LDG) que les magnitudes Levret.

La corrélation Levret est appliquée avec une profondeur de 10 km pour tous les séismes. Les profondeurs des séismes historiques sont très mal contraintes, la profondeur de 10 km correspond à la profondeur moyenne des séismes en France (Autran et al., 1998). La figure 3.6 montre la distribution des différences entre les deux estimations de magnitude pour l'ensemble des séismes historiques utilisés dans cette étude : les magnitudes Scotti sont en moyenne supérieures aux magnitudes Levret de 0.4-0.5 degré.

La magnitude peut être calculée directement à partir de l'intensité épacentrale selon les équations 3.1 ou 3.2, comme dans les études probabilistes de Martin et al. (2002a) et Domi-

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

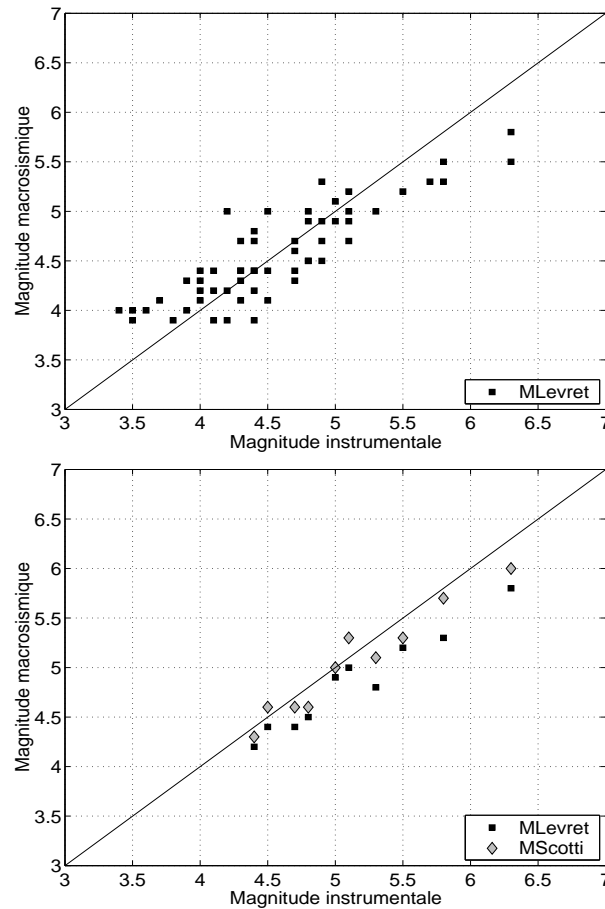


FIG. 3.5 – Données sur lesquelles sont basées les corrélations Levret et Scotti : Haut, jeu de données utilisées pour établir la corrélation Levret ; Bas, jeu de données utilisées pour établir la corrélation Scotti.

nique et al. (2001). Cependant, l'incertitude sur la détermination de l'intensité épicentrale est grande (elle ne correspond pas forcément à une observation). Nous avons préféré utiliser l'ensemble des observations d'intensité disponibles pour chaque séisme. Dans un premier temps, les observations sont rassemblées par classe d'intensité I et pour chaque classe une distance à l'épicentre macrosismique moyenne est calculée. Cette distance constitue le rayon-équivalent de l'isoséiste. La corrélation fournit autant d'estimations de magnitude qu'il y a de classes d'intensité renseignées ; la magnitude attribuée au séisme est finalement la moyenne arithmétique de ces magnitudes.

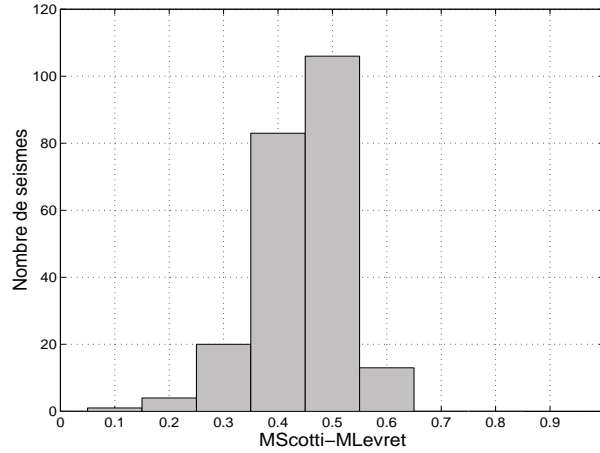


FIG. 3.6 – Différences entre M_{Scotti} et M_{Levret} pour les 320 séismes historiques pour lesquels $M_{Scotti} \geq 4.5$.

3.2.2 Extraction de la base de données SisFrance

Sur des critères que nous avons fixés afin d’assurer une estimation fiable de la magnitude, les séismes suffisamment renseignés sont extraits de la base de données SisFrance afin de constituer le catalogue de sismicité historique. Dans la base, chaque observation dispose d’un coefficient A, B ou C selon la qualité des renseignements. Le coefficient C est attribué lorsque «la description des effets est douteuse du fait de sources incertaines, voire peu fiables et des recherches supplémentaires sont nécessaires» (Levret et al., 1996).

Dans un premier temps, les rayons des isoséistes sont calculés pour les séismes disposant d’au moins une observation dans une classe d’intensité supérieure ou égale à III (intensité minimale correspondant au seuil de détection par les personnes). Les observations de qualité C ne sont pas prises en compte. Ainsi les petits séismes mal contraints sont éliminés.

Le séisme est finalement retenu et une magnitude est calculée si au moins trois classes d’intensité supérieure ou égale à III sont renseignées (disposent d’au moins une observation). La magnitude moyenne est ainsi calculée sur un minimum de trois valeurs, les demi-degrés constituant des classes (par exemple IV-V).

Le catalogue historique compte finalement 570 séismes. Au total, deux catalogues de 570 séismes sont disponibles puisque deux corrélations intensité-magnitude existent (équations 3.1 et 3.2). Le catalogue Scotti est représenté sur la figure 3.7, il contient 320 magnitudes supérieures ou égales à 4.5. Les zones éclairées sont les mêmes que pour les 38 ans de sismicité instrumentale 3.1, les magnitudes des séismes sont cependant plus élevées.

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

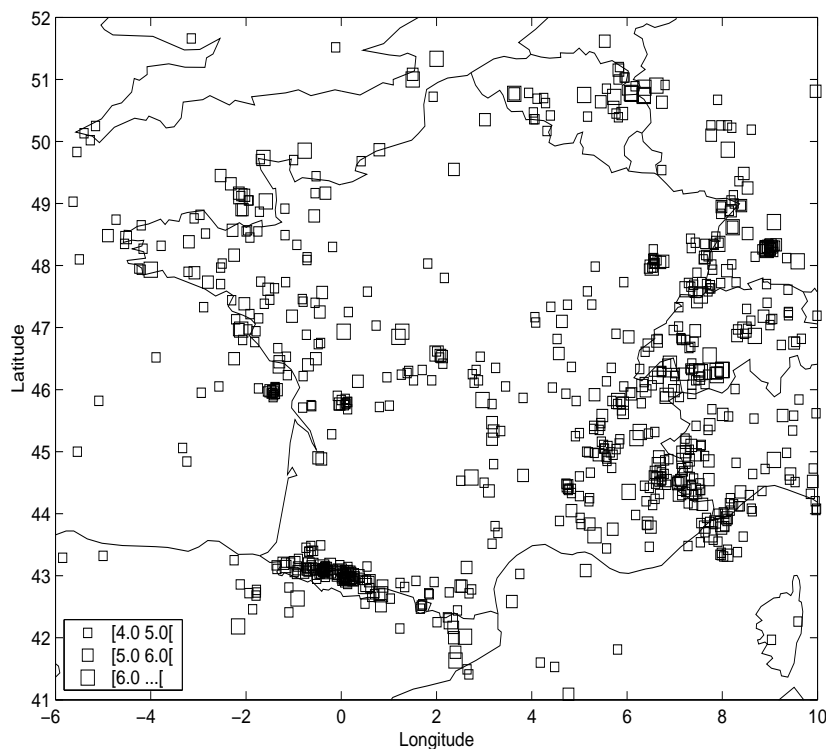


FIG. 3.7 – Sismicité historique [1356-1961], $M_{Scotti} \geq 4.0$.

3.2.3 Caractéristiques du catalogue historique

Le report des séismes selon leur magnitude et leur date d'occurrence (figure 3.8, page 43) révèle une caractéristique importante du catalogue historique : la perte de l'information lorsque l'on remonte dans le temps. Par exemple, les faibles magnitudes [4.0-4.5[ne sont reportées que depuis la fin du *XIX^e* siècle ; tandis que de 1350 à 1750, les magnitudes reportées sont quasiment toutes supérieures à 6.0.

D'autre part, les magnitudes historiques correspondent à la moyenne des magnitudes calculées pour chaque isoséiste. Les différences entre les magnitudes maximale et minimale de chaque événement sont reportées en fonction de la magnitude moyenne (figure 3.9, page 44). Ces différences sont de l'ordre de 1 degré de magnitude. Sur le graphique, la moyenne des différences par intervalle de largeur 0.5 est également représentée (courbe noire), ces différences sont stables en moyenne sur toute la gamme de magnitude : la technique de calcul n'a pas introduit de biais. De cette distribution des différences entre estimations minimale et maximale peut être déduite une incertitude moyenne de 0.5 degré sur la magnitude historique.

Note : *Le catalogue historique Scotti contient plusieurs magnitudes de l'ordre de 7.0-7.2 ; les magnitudes du catalogue Scotti sont plus élevées que celles du catalogue Levret. La corré-*

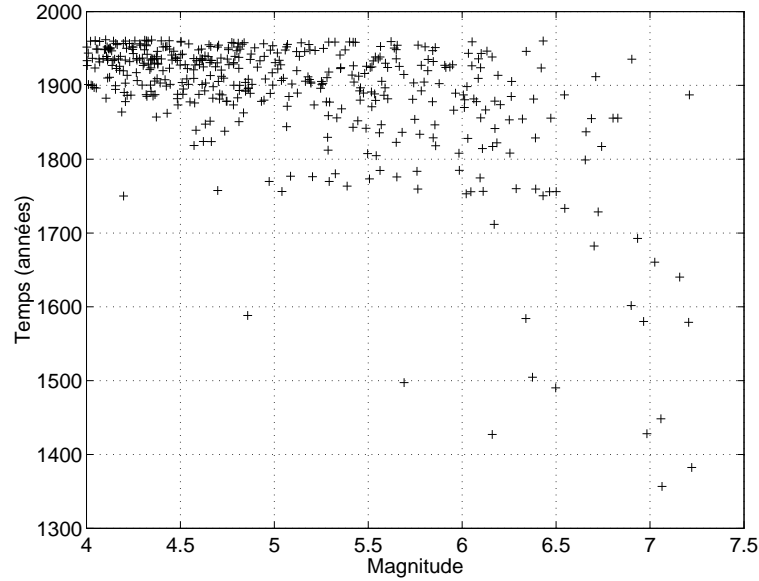


FIG. 3.8 – Distribution en temps et magnitude, catalogue de sismicité historique [1356-1961], magnitudes historiques calculées avec la corrélation Scotti.

lation Scotti fournit des magnitudes historiques plus proches des magnitudes instrumentales M_L du LDG sur l'intervalle [4.0-6.5] que la corrélation Levret (cf. figure 3.5, page 40). Par ailleurs, les estimations des magnitudes des deux séismes récents de Hennebont (30/11/02) et Rambervillers (22/02/03) sont éloquentes :

- Hennebont : $M_L(\text{LDG}) = 5.7$, $M_L(\text{ReNaSS}) = 5.4$, $M_W(\text{ETH}) = 4.3$;
- Rambervillers : $M_L(\text{LDG}) = 5.9$, $M_L(\text{ReNaSS}) = 5.4$, $M_W(\text{ETH}) = 4.8$,

(Le ReNaSS est le Réseau National de Surveillance Sismique, géré par l'EOST de Strasbourg (Ecole et Observatoire des Sciences de la Terre) ; l'ETH est basé à Zurich).

Ces magnitudes conduisent à supposer qu'une magnitude $M_L(\text{LDG})$ de 7.0 correspond à une magnitude M_W plus faible. L'estimation de la magnitude ne peut être traitée dans le cadre de cette thèse, mais elle constitue une problématique majeure.

3.3 Constitution du catalogue combiné instrumental et historique

Les corrélations M-I sont établies à partir de séismes décrits par une magnitude locale LDG (à l'exception de quelques séismes antérieurs à 1962). Les magnitudes historiques calculées et les magnitudes instrumentales sont par conséquent considérées homogènes. Chaque

◇3. CONSTITUTION DU CATALOGUE DE SISMICITÉ

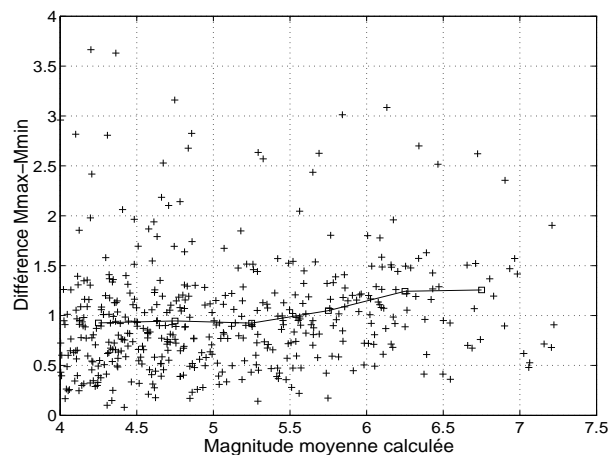


FIG. 3.9 – Distribution des différences entre les estimations de magnitudes minimales et maximales, en fonction de la magnitude moyenne, pour chaque séisme historique (M_{Scotti}), courbe continue : moyenne des différences par intervalle de largeur 0.5.

catalogue historique est assemblé avec le catalogue instrumental en un unique catalogue couvrant la période [1356-1999]. Deux catalogues sont donc disponibles pour l'estimation de l'aléa sismique, ils seront appelés les catalogues Scotti et Levret dans la suite. Dans toute notre étude, c'est le catalogue Scotti qui sera principalement utilisé, mais le catalogue Levret sera également employé afin d'estimer la dépendance des résultats avec le choix de la corrélation M-I.

Dans le calcul probabiliste, les mouvements du sol engendrés par les séismes sont calculés à partir d'une relation d'atténuation. Pour une distance et une magnitude données, cette relation prédit le mouvement du sol au site considéré (chapitre 1). La magnitude du catalogue devrait par conséquent être la même que celle de la relation d'atténuation utilisée. La relation d'atténuation utilisée dans cette étude (Berge-Thierry et al., 2003) a été dérivée à partir de magnitudes de surface M_S (chapitre 4). Les séismes du catalogue LDG disposant des deux estimations de magnitudes M_L et M_S sont actuellement trop peu nombreux pour établir une corrélation fiable. Cependant, il existe une corrélation M_b - M_S pour la France (Dufumier), mais elle nécessite le recours à une seconde corrélation M_L - M_b . A chaque conversion entre échelles de magnitude, l'incertitude sur la nouvelle magnitude augmente. Notre objectif n'est pas une estimation absolue de l'aléa sismique mais une analyse des incertitudes sur les estimations d'aléa liées à la méthode probabiliste. Nous avons donc préféré conserver les magnitudes M_L plutôt que de constituer un catalogue qui serait inévitablement biaisé. C'est également l'orientation prise lors de la révision du zonage sismique français (Martin et al., 2002a). Il est cependant certain que dans le futur les efforts doivent être portés sur l'établissement d'une corrélation M_L - M_S .

Chapitre 4.

Zonage et relation d'atténuation

Le calcul de l'aléa sismique probabiliste repose sur trois données de base : un catalogue de sismicité de la région d'étude, un zonage sismotectonique et un modèle d'atténuation du mouvement du sol adapté au contexte tectonique. Le zonage et la relation d'atténuation choisis pour cette étude sont présentés dans ce chapitre. Le zonage sismotectonique utilisé est un zonage de référence, issu d'un travail de plusieurs années où des spécialistes de différents domaines (géophysique, géologie, génie civil, sismologie) sont intervenus (Autran et al., 1998). Il a été utilisé dans la révision du zonage réglementaire français (Martin et al., 2002b). D'autre part, la relation d'atténuation choisie Berge-Thierry et al. (2003) est la relation adaptée au contexte français la plus récente, c'est également la relation de référence dans la réglementation nucléaire en France.

4.1 Le zonage sismotectonique

La sismicité de la France est modérée et diffuse, il est difficile d'associer les événements sismiques aux failles qui les génèrent. A l'échelle du territoire, seules des aires géographiques larges peuvent délimiter les zones sources sismiques et une profondeur moyenne est attribuée à chaque zone source. Ces zones sont déterminantes dans la méthode probabiliste de Cornell-McGuire : à l'intérieur de chaque zone est modélisée une courbe de récurrence, la sismicité est ensuite supposée répartie de manière uniforme dans la zone.

4.1.1 Le zonage AFPS-EPAS (Autran et al., 1998)

Le zonage utilisé dans cette étude est issu du groupe de travail AFPS-EPAS (Association Française de génie Parasismique/Evaluation Probabiliste de l'Aléa Sismique) auquel ont participé des spécialistes appartenant à différents organismes (BRGM, GEO-TER, IPSN et EDF). La méthodologie qui a été mise en place a consisté à établir dans un premier temps plusieurs zonages basés sur des critères différents, puis dans un second temps à fusionner ces zonages

◇4. ZONAGE ET RELATION D'ATTÉNUATION

pour obtenir le zonage probabiliste. Les zonages existants, établis pour des estimations déterministes de l'aléa, ont servi de support. Dans un zonage à visée probabiliste, la répartition de la sismicité devient un critère important.

Trois grands thèmes ont abouti à trois zonages :

- Zonage structural : les grandes limites structurales de la croûte fragile (nature de la croûte et histoire de sa déformation depuis environ 300 Ma).
- Types de déformation : répartition des déformations récentes et actuelles (tectonique alpine des 25 derniers Ma).
- Répartition de la sismicité (les catalogues disponibles sont supposés représentatifs des principales discontinuités crustales).

Les trois jeux de limites obtenus sont ensuite compilés pour aboutir à un zonage unique «probabiliste». Les limites de ce zonage final sont classées en trois niveaux : limites principales (structuration alpine), limites secondaires (héritage hercinien) et limites peu marquées (les limites qui ne sont ni principales ni secondaires, les transitions non expliquées par des éléments structuraux). Un quatrième type de limites est ajouté : les limites «de modèle», imposées au pourtour du territoire afin de fermer les zones. Le zonage et la nature des limites, extraits de Autran et al. (1998), sont présentés en annexe.

De plus, un degré de confiance est attribué à chaque limite, séparant les limites «fiables» des limites «moins fiables» (traits pointillés sur la carte en annexe). Cette hiérarchie des limites de zones est maintenue dans le zonage final afin de pouvoir envisager des regroupements de zones, lors du calcul des paramètres de sismicité, lorsque l'échantillon de sismicité est trop restreint.

Le zonage utilisé dans cette étude correspond aux limites et profondeurs considérées dans l'étape 3 du groupe de travail AFPS-EPAS (Dominique et al., 2001). Il est présenté sur la figure 4.1 page 47. C'est une version possible du zonage probabiliste AFPS-EPAS présenté en annexe.

4.1.2 Les conséquences de l'utilisation d'un zonage

Rôle déterminant du zonage

Le choix du zonage est déterminant pour l'estimation probabiliste de l'aléa sismique. La superposition d'une carte d'aléa au modèle des zones sources utilisé montre que les contours des valeurs d'aléa suivent les limites des zones sources. En un point géographique, l'aléa peut dépendre très fortement de la zone source dans laquelle se trouve ce site. Dans le calcul probabiliste, le taux de sismicité total d'une zone source est en effet redistribué uniformément sur toute la surface de la zone source. L'importance du zonage apparaît évidente sur cet exemple simple : supposons qu'une zone fortement sismique A jouxte une zone faiblement sismique B.

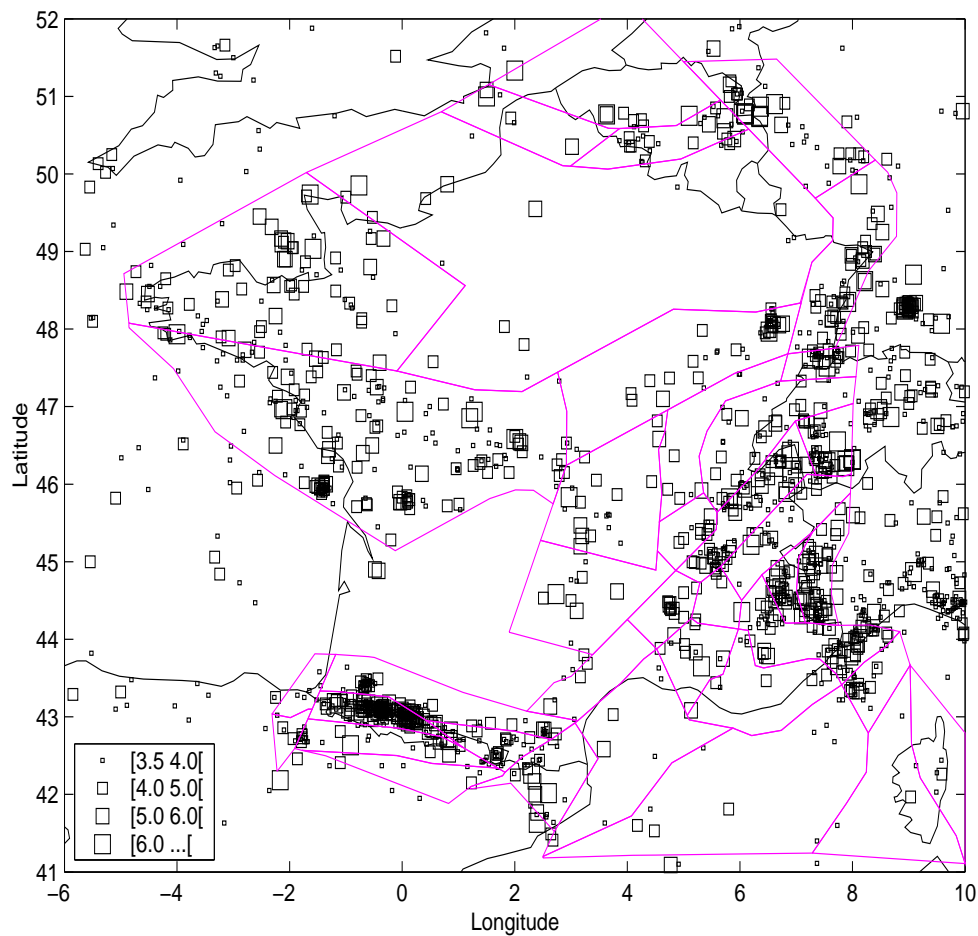


FIG. 4.1 – Zonage sismotectonique utilisé dans cette étude (Autran et al., 1998, Dominique et al., 2001), superposé au catalogue de sismicité [1356-1999].

Rassembler les zones A et B dans une seule et même zone source conduit à diminuer l'aléa des points de la zone A et à l'inverse à augmenter l'aléa des points de la zone B (par rapport à un zonage dans lequel les zones A et B seraient individuellement des zones sources). Dans le cadre d'une estimation de l'aléa sismique en vue de l'établissement d'un zonage réglementaire, il est indispensable de calculer l'aléa en envisageant différentes limites possibles. Cependant, notre objectif n'était pas d'estimer un niveau d'aléa mais d'identifier d'autres paramètres clefs qui contrôlent l'aléa. L'objectif de cette étude n'est pas d'élaborer un nouveau zonage, nous avons choisi de n'utiliser qu'un jeu de limites de zones (Figure 4.1).

◇4. ZONAGE ET RELATION D'ATTÉNUATION

Lorsque les limites de zones sont des failles...

Les critères choisis conduisent à délimiter des zones par des failles ou des systèmes de failles : faille des Cévennes (limite n°2, cf. annexe), failles du rift Rhénan (limites n°7), faille de Nîmes (n°13), faille Nord Pyrénéenne (n°29), faille de la Têt (n°31)... Le fait qu'une faille constitue une limite entre deux zones sources dans une estimation de l'aléa sismique est fortement critiquable. Il est bien évident que si cette faille produit un séisme, les dommages seront des deux côtés de la faille. Une approche probabiliste par failles conduirait au contraire à délimiter des zones étroites autour de ces failles, cette approche serait plus satisfaisante mais elle nécessite une connaissance des failles actives qui n'existe pas encore pour l'ensemble du territoire français. Cette approche est actuellement expérimentée pour la région de la Durance (Clément et al., 2004).

4.2 La relation d'atténuation

4.2.1 La relation d'atténuation Berge-Thierry (2003)

Le choix de la relation d'atténuation est déterminant pour l'estimation de l'aléa sismique, il pose cependant des difficultés importantes dans les zones à sismicité modérée. Les données de mouvements forts sont en effet peu nombreuses, les relations sont dérivées à partir de bases rassemblant des données de plusieurs pays. Les études d'estimation de l'aléa sismique les plus récentes en France utilisent diverses relations considérées adaptées au contexte géodynamique français : celles de Mohammadioun & Pecker (1993) et Tiento et al. (1992) dans l'étude EPAS (Dominique et al., 2001) ; celles de Ambraseys (1995), Ambraseys et al. (1996) et Berge-Thierry et al. (2003) dans la révision du zonage réglementaire français (Martin et al., 2002a).

La relation Berge-Thierry et al. (2003), la plus récente, a été choisie dans cette étude. Les événements sélectionnés et la paramétrisation de la relation sont adaptés au contexte de sismicité européen. Cette relation est par ailleurs la relation de référence pour les études d'aléa sismique dans le nucléaire (Règle Fondamentale de Sûreté 1.2.c, Berge-Thierry et al. (2000)). Elle est de la forme :

$$\log_{10} A(f) = a(f)M_S + b(f)R - \log_{10} R + c_i(f) \quad \sigma_{\log_{10} A} \quad (4.1)$$

où A est la pseudo-accélération en cm.s^{-2} , M_S la magnitude de surface et R la distance hypocentrale en km. Le coefficient c_i a été évalué pour deux conditions de sol : site rocheux (c_1 , $V_S > 800 \text{ m/s}$) et site sédimentaire (c_2 , $300 \text{ m/s} < V_S \leq 800 \text{ m/s}$). Les coefficients a , b et c_i

dépendent de la fréquence mais sont indépendants de la magnitude et de la distance. Les coefficients au PGA (34 Hz) sont : $a = 0.3118$, $b = -0.9303e-3$, $c1 = 0.1537e+1$, $c2 = 0.1573e+1$ et $\sigma_{\log_{10}A} = 0.2923$ (mouvements horizontaux). Les coefficients ont été calculés pour des fréquences de 0.1 à 34 Hz, ils sont également disponibles pour le mouvement vertical.

La base de données est constituée à 83% d'enregistrements européens (15 pays différents) et afin de couvrir les grandes magnitudes ($M \geq 6.0$), elle contient également 17% de données californiennes. L'installation du RAP (Réseau Accélérométrique Permanent) est récente (initiée en 1993), les enregistrements de mouvements forts sur le territoire français sont actuellement peu nombreux et ne peuvent suffire pour établir une relation d'atténuation. Les coefficients de la relation sont ainsi dérivés à partir d'enregistrements issus de régions de régimes tectoniques très différents. La dispersion des données ($0.2923 \leq \sigma \leq 0.4365$, de 34 à 0.1 Hz) correspond donc au mélange de différentes sources, chemins de propagation, et effets de site. Avec seulement deux classes pour décrire les conditions de sites, la dispersion des données à l'intérieur d'une classe est inévitablement importante. L'atténuation du mouvement est certainement différente d'une région à l'autre (dans les Alpes et le Massif Armoricaïn par exemple), cependant il faudra attendre longtemps avant de pouvoir établir des relations d'atténuation régionales à partir de données réelles.

Pour illustration, les prédictions de l'atténuation avec la distance des valeurs au PGA sont calculées pour une magnitude de 5.0 à une profondeur de 10 km (figure 4.2), pour un sol rocheux et un site sédimentaire. Les valeurs prédites à $\pm\sigma$ sont également indiquées. Les données présentes dans la base correspondant à des séismes de magnitude 4.9, 5.0 et 5.1, sont superposées aux courbes de prédiction. La dispersion des données est importante, des PGA sont observés à 2 et 3 écart-types au-dessus de la moyenne. En complément, les valeurs d'accélération prédites par la relation à différents multiples de l'écart-type à partir de la moyenne sont reportées dans le tableau 4.1 pour les magnitudes 5.0 et 6.0. Selon le nombre d'écart-types, l'accélération prédite varie entre 0.005g et 0.283g, pour $M = 5.0$, et entre 0.010g et 0.580g pour $M = 6.0$. La variabilité du mouvement prédit par la relation d'atténuation est très forte, comme le sont les données réelles à partir desquelles est dérivée la relation.

4.2.2 Base de données et domaine de représentativité

Les graphiques de la figure 4.3 présentent le domaine de distribution des données en distance et magnitude, pour les deux conditions de site. Les données à moins de 10 km et plus de 100 km sont peu nombreuses. La faible quantité de données à courtes distances n'a pas permis de contraindre un terme de saturation. Les enregistrements mondiaux montrent en effet que le mouvement sature en champ proche. Le zonage sismotectonique de cette étude comporte des zones sources à 10 et 15 km de profondeur (à l'exception d'une zone faiblement sismique,

◇4. ZONAGE ET RELATION D'ATTÉNUATION

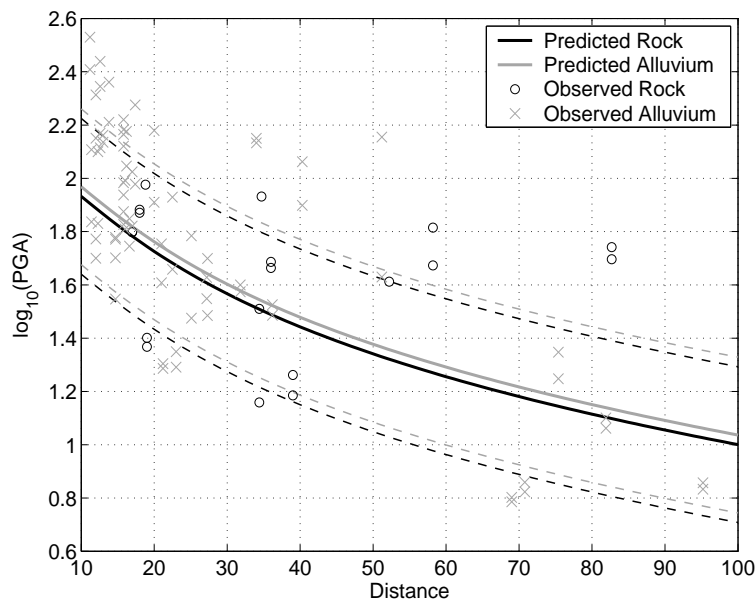


FIG. 4.2 – Atténuation du logarithme de l'accélération en fonction de la distance pour $M=5$; courbes continues : valeurs moyennes prédites par la relation d'atténuation (rocher et sol sédimentaire) ; tirets : valeurs moyennes $\pm 1\sigma$; cercles et croix : observations (extraites de la base de données, $4.9 \leq M \leq 5.1$).

chapitre 5), les effets d'une absence de saturation sont probablement limités.

Par ailleurs, pour déterminer l'écart-type de la relation d'atténuation, les logarithmes des accélérations sont supposés suivre une distribution log-normale. Le graphique de la figure 4.4 présente la distribution des résidus entre valeurs observées et valeurs prédites, pour tous les mouvements horizontaux au PGA (rocher et site sédimentaire). A cette distribution est superposée une fonction de densité de probabilité normale, de moyenne zéro et d'écart-type $\sigma_{\log_{10}A}$. Les deux distributions se superposent correctement, l'hypothèse d'une distribution gaussienne est globalement vérifiée.

Afin de définir le domaine de représentativité de la relation, les résidus entre valeurs observées et valeurs prédites sont calculés et reportés sur des graphiques : en fonction de la distance (figure 4.5) et en fonction de la magnitude (4.6). Sur toute la gamme de distances et toute la gamme de magnitudes les résidus sont relativement symétriques par rapport à zéro ; ils ne présentent par ailleurs pas de biais systématique pour une gamme de distances ou de magnitudes précise. Le domaine de représentativité de la relation correspond donc au domaine défini par les données, soit de 4 à 330 km en distance et de 4.0 à 7.9 en magnitude.

Nb de σ	$M = 5.0$	$M = 6.0$
3	0.283	0.580
2	0.144	0.296
1	0.074	0.151
0	0.038	0.077
-1	0.019	0.039
-2	0.010	0.020
-3	0.005	0.010

TAB. 4.1 – Accélérations prédites par la relation d’atténuation Berge-Thierry (2003) en g , pour différents écarts au-dessous et au-dessus de la moyenne (0σ).

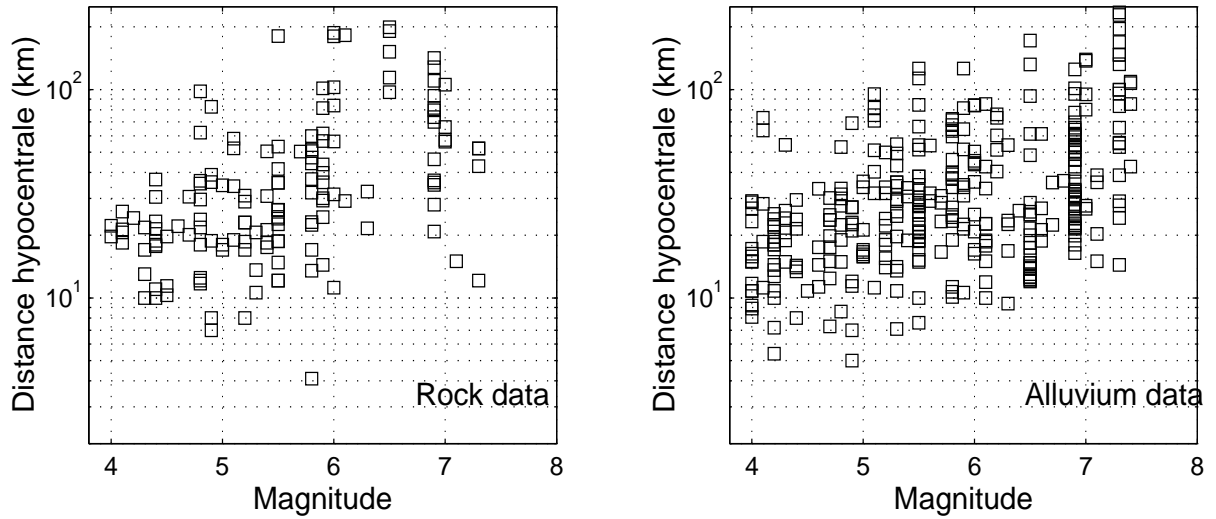


FIG. 4.3 – Distribution en distance et magnitude des données utilisées pour établir la relation d’atténuation, au rocher et sur sol sédimentaire (mouvements horizontaux), extrait de Berge-Thierry et al. (2003).

◇4. ZONAGE ET RELATION D'ATTÉNUATION

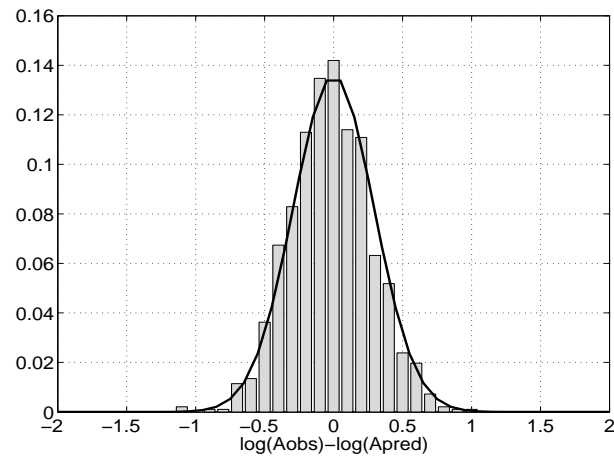


FIG. 4.4 – *Distribution des résidus (différence entre le logarithme de l'accélération observée et celui prédit, PGA, mouvements horizontaux de la base), et superposition d'une distribution normale théorique de moyenne zéro et écart-type $\sigma_{\log_{10} A}$.*

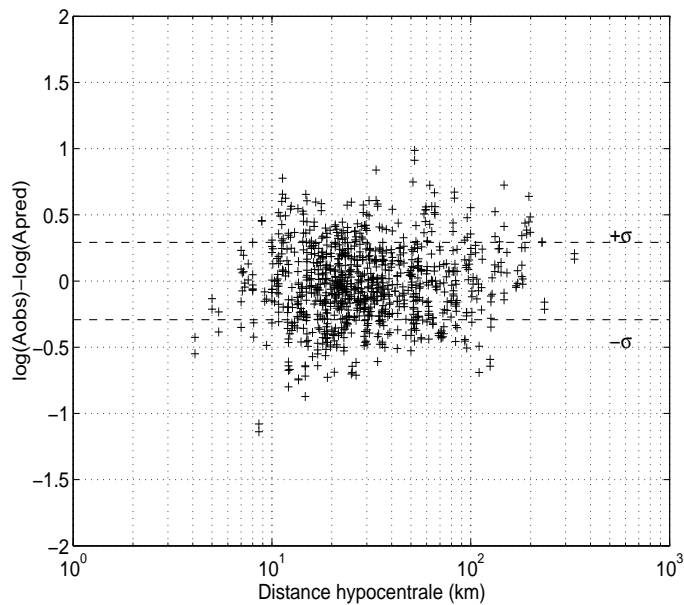


FIG. 4.5 – *Distribution des résidus en distance : différence entre le logarithme de l'accélération observée et celui de la valeur prédite par la relation d'atténuation (PGA, mouvements horizontaux et 5% d'amortissement), extrait de Berge-Thierry et al. (2003).*

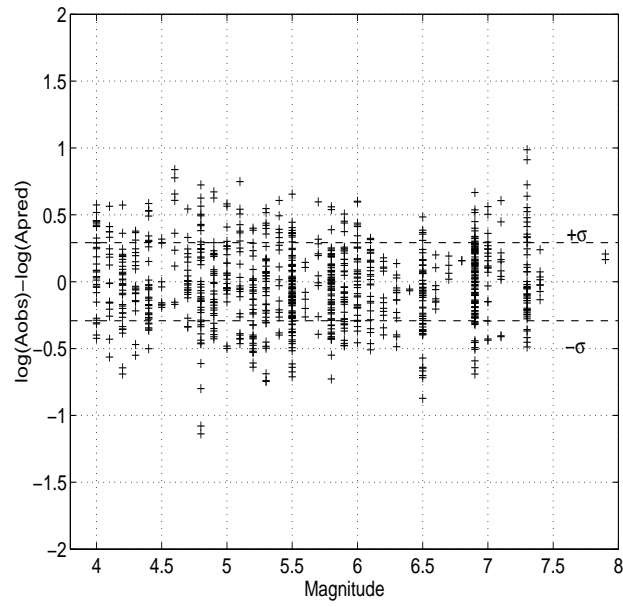


FIG. 4.6 – *Distribution des résidus en magnitude : différence entre le logarithme de l'accélération observée et celui de la valeur prédite par la relation d'atténuation (PGA, mouvements horizontaux et 5% d'amortissement).*

◇4. ZONAGE ET RELATION D'ATTÉNUATION

Chapitre 5.

Calcul des paramètres de sismicité

La méthode de Cornell-McGuire requiert la modélisation d'une courbe de récurrence dans chaque zone source. Le modèle classique de l'exponentielle tronquée est utilisé. (équation 1.2, chapitre 1). Ce chapitre traite dans un premier temps de la détermination des périodes complètes de chaque intervalle de magnitude. Dans un second temps, les taux de sismicité $\lambda(M \geq 3.5)$ et les pentes β des courbes de récurrence sont calculés dans chaque zone source, à partir des magnitudes supérieures ou égales à 3.5, en appliquant la méthode de Weichert (1980). Ce modèle de récurrence repose sur la loi puissance et l'invariance dans le temps du taux de sismicité ; en fin de chapitre ces hypothèses sont illustrées sur le catalogue instrumental du territoire entier.

5.1 Extraction des parties complètes du catalogue

Le catalogue de sismicité, construit au chapitre 3, s'étend de 1356 à 1999. Pour une magnitude donnée, le taux annuel doit être estimé sur une période de temps où le catalogue est exhaustif pour cette magnitude. Déterminer cette période «complète» revient à déterminer la date à partir de laquelle tous les séismes pour cette magnitude donnée sont reportés sans oubli dans le catalogue. Cette date est appelée «date de complétude». La période la plus longue possible doit être utilisée afin de calculer les taux sur un maximum de données et sur des périodes de temps suffisamment grandes devant les temps de retour des magnitudes. Les faibles magnitudes ne sont reportées de manière exhaustive que depuis la date de début du réseau instrumental. Les dates de complétude des magnitudes élevées sont quant à elles beaucoup plus anciennes, ces séismes ont eu des effets importants et ont marqué les populations, ils sont mentionnés dans les archives. Ainsi, plus la magnitude augmente et plus la période complète correspondante s'allonge.

Les méthodes d'estimation des périodes de complétude nécessitent un grand nombre de données, les périodes sont par la suite déterminées sur le catalogue du territoire entier puis supposées valides à l'intérieur de chaque zone source. Néanmoins, les régions ne se sont pas peuplées de manière homogène dans l'histoire (les régions montagneuses sont moins bien ren-

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

seignées que les régions urbaines) et de la même manière le seuil de détection varie d'une région à l'autre selon la densité du réseau instrumental. Le faible nombre de données ne permet pas de tenir compte de cette variation dans l'espace. Une comparaison avec des périodes complètes obtenues à l'échelle régionale est cependant possible dans les régions sismiques des Alpes et des Pyrénées.

Deux méthodes de lecture graphique sont classiquement utilisées pour déterminer les périodes complètes : la méthode «linéaire» et la méthode de Stepp (Stepp, 1972). Elles supposent le taux de sismicité invariant dans le temps. Une autre méthode, qui ne repose pas sur cette hypothèse, consiste à tracer la courbe de Gutenberg-Richter sur des intervalles de plus en plus longs et à relier les magnitudes de coupure aux périodes temporelles considérées. Cette technique n'est cependant applicable que pour les faibles magnitudes du catalogue instrumental ; sur des périodes de temps plus longues, les données sont moins nombreuses et les décroissances exponentielles ne sont pas retrouvées.

Les périodes complètes sont estimées pour les deux catalogues de sismicité Scotti et Levret (tableau 5.1) ; l'obtention de ces périodes est illustrée sur le catalogue Scotti.

5.1.1 Estimation à partir du nombre cumulé de séismes

Cette méthode consiste à reporter en fonction du temps et pour chaque intervalle de magnitude le nombre cumulé de séismes. Les courbes sont linéaires lorsque le taux de sismicité est constant, des tronçons linéaires successifs de pentes croissantes indiquent une baisse du seuil de détection des séismes à des dates précises. Le tronçon linéaire le plus récent correspond à la période complète. Cet accroissement d'informations disponibles peut s'expliquer par des évolutions historiques.

Sur les figures 5.1 et 5.2 sont représentées les courbes des nombres cumulés de séismes par intervalle de largeur 0.5 (0.5 correspond à l'incertitude moyenne sur la magnitude historique). Les tronçons linéaires sélectionnés sont indiqués, ainsi que les dates de complétudes. Les courbes obtenues à partir des catalogues régionaux des Alpes et des Pyrénées sont également superposées. De plus, sur les cartes sont reportés les séismes correspondant à l'intervalle de magnitude considéré.

Pour les intervalles de magnitude [3.5-4.0[et [4.0-4.5[, les courbes sont linéaires à partir de 1962, date de mise en place du réseau sismologique. La courbe des magnitudes [4.5-5.0[montre une rupture de pente vers 1920, ces magnitudes seront par conséquent utilisées à partir de cette date. De la même manière, mais avec un nombre de séismes de plus en plus réduit, les dates de complétudes déduites pour les magnitudes [5.0-6.0[et [6.0-6.5[sont 1870 et 1800. L'estimation pour les magnitudes supérieures à 6.5 est très délicate, vu le très faible nombre de séismes, mais la date de complétude est estimée à 1500. D'autre part, les courbes régionales

Intervalle	[3.5-4.4]	[4.5-4.9]	[5.0-5.4]	[5.5-5.9]	[6.0-6.4]	[6.5-...]
Période S	[1962-1999]	[1920-1999]	[1870-1999]	[1870-1999]	[1800-1999]	[1500-1999]
Période L	[1962-1999]	[1900-1999]	[1870-1999]	[1800-1999]	[1500-1999]	[1500-1999]

TAB. 5.1 – *Périodes de complétudes des deux catalogues de sismicité (S : Scotti ; L : Levret), pour les magnitudes $M \geq 3.5$ groupées dans des intervalles de largeur 0.5.*

sont globalement en accord avec la courbe du catalogue entier pour les magnitudes inférieures à 6.5, sauf dans l'intervalle de magnitude [4.0-4.5[où les courbes régionales semblent indiquer une période complète plus large ([1920-1999]). La comparaison devient impossible au-delà de 6.5 car le nombre de séismes est alors extrêmement réduit dans chacune de ces régions.

Les périodes de complétude ne peuvent être estimées qu'à l'échelle du territoire, cependant l'hypothèse de leur validité à l'échelle de chaque zone source est globalement vérifiée dans les régions les plus actives (Alpes et Pyrénées).

5.1.2 Méthode de Stepp

La méthode de Stepp (1972) est la seconde méthode graphique utilisée classiquement pour la détermination des dates de complétude. Les résultats se lisent à nouveau sur un graphique.

Pour chaque intervalle de magnitude, la méthode consiste à calculer sur des périodes de temps T de plus en plus longues l'écart-type du taux de sismicité moyen et à le reporter sur un graphique en fonction de T (Figure 5.3, page 61). Le pas en temps est ici de 5 ans, la première période est donc [1995-1999], la seconde [1990-1999],..., la dernière de largeur 660 ans est [1340-1999].

Le taux annuel moyen sur la période de temps T (en années) est la moyenne des taux annuels. La variance de ce taux moyen est donc :

$$\sigma_{\lambda}^2(T) = \frac{\lambda(T)}{n(T)} = \frac{\lambda(T)}{T}, \quad (5.1)$$

$$\sigma_{\lambda}(T) = \frac{\sqrt{\lambda(T)}}{\sqrt{T}} \quad (5.2)$$

Lorsque le taux est constant sur plusieurs années, il est constant d'une période T à l'autre et l'écart-type σ_{λ} est alors inversement proportionnel à \sqrt{T} . Sur un graphique log-log, les valeurs de σ_{λ} s'alignent sur une droite de pente -0.5 . La période complète se termine lorsque les points s'écartent de cette droite. La méthode de Stepp apporte par ailleurs une information

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

supplémentaire : la période minimale représentative est indiquée par le début de l'alignement, elle est relative à l'aire géographique considérée.

Sur le graphique 5.3, les segments, représentés par des tirets et de pente -0.5 , délimitent les alignements des valeurs σ_λ pour chaque intervalle de magnitude. Ainsi, la période minimale représentative est de 5 ans pour l'intervalle $[3.5-4.0[$, 20 ans pour $[4.0-4.5[$, 40 ans pour $[4.5-5.0[$, 50 ans pour $[5.0-5.5[$ et 80 ans pour $[5.5-6.0[$. Les points s'écartent d'une droite de pente -0.5 lorsque la période complète est atteinte : les périodes complètes sont globalement en accord avec celles déterminées en 5.1.1 et indiquées par les traits verticaux. Pour une précision inférieure à 5 ans, il faudrait réduire le pas en temps.

Au-delà de 6.5 (en vert), les données sont très peu nombreuses et il devient difficile de déduire des dates de complétude. Ainsi la méthode de Stepp conforte les dates de complétude estimées en 5.1.1, mais elle est limitée aux grandes magnitudes par le faible nombre de séismes disponibles. Au-delà d'une période suffisamment grande, toutes les courbes sont de pente identique -1 : les périodes incluses n'apportent aucun séisme supplémentaire et σ_λ décroît en $\frac{1}{T}$.

5.1.3 Conclusions et récurrences sur le catalogue [1500-1999]

Les deux méthodes reposent sur une même hypothèse : la stationnarité du taux de sismicité dans le temps. Elle fournissent globalement des résultats identiques et deviennent difficiles à appliquer lorsque les données sont rares. L'attribution des dates de complétude pour les magnitudes supérieures à 6.5 est délicate, ces magnitudes sont rares, la période de temps couverte par le catalogue est trop courte. Par ailleurs, il existe des méthodes systématiques où la période est calculée et non lue sur un graphique (Albarello et al., 2001), mais ces méthodes statistiques nécessitent de la même manière un minimum de données pour obtenir des périodes fiables avec des intervalles d'incertitude raisonnable.

Les taux annuels des magnitudes supérieures à 3.5 peuvent maintenant être calculés sur le catalogue de tout le territoire [1500-1999]. La figure 5.4 présente les taux annuels cumulés calculés à partir des catalogues Scotti et Levret. La décroissance exponentielle n'est pas respectée sur tout l'intervalle de magnitude. En effet, pour les deux catalogues les taux des magnitudes $[5.5-6.0[$ sont plus élevés que ceux prédits par les extrapolations des magnitudes inférieures à 5.5. Deux hypothèses majeures sont nécessaires pour tracer une telle courbe : le catalogue [1500-1999] est supposé homogène et les taux de sismicité sont supposés constants. Ces hypothèses ne sont peut-être pas valides sur toute la longueur du catalogue, il se peut aussi que la loi d'échelle ne soit pas respectée sur l'intervalle de magnitude entier.

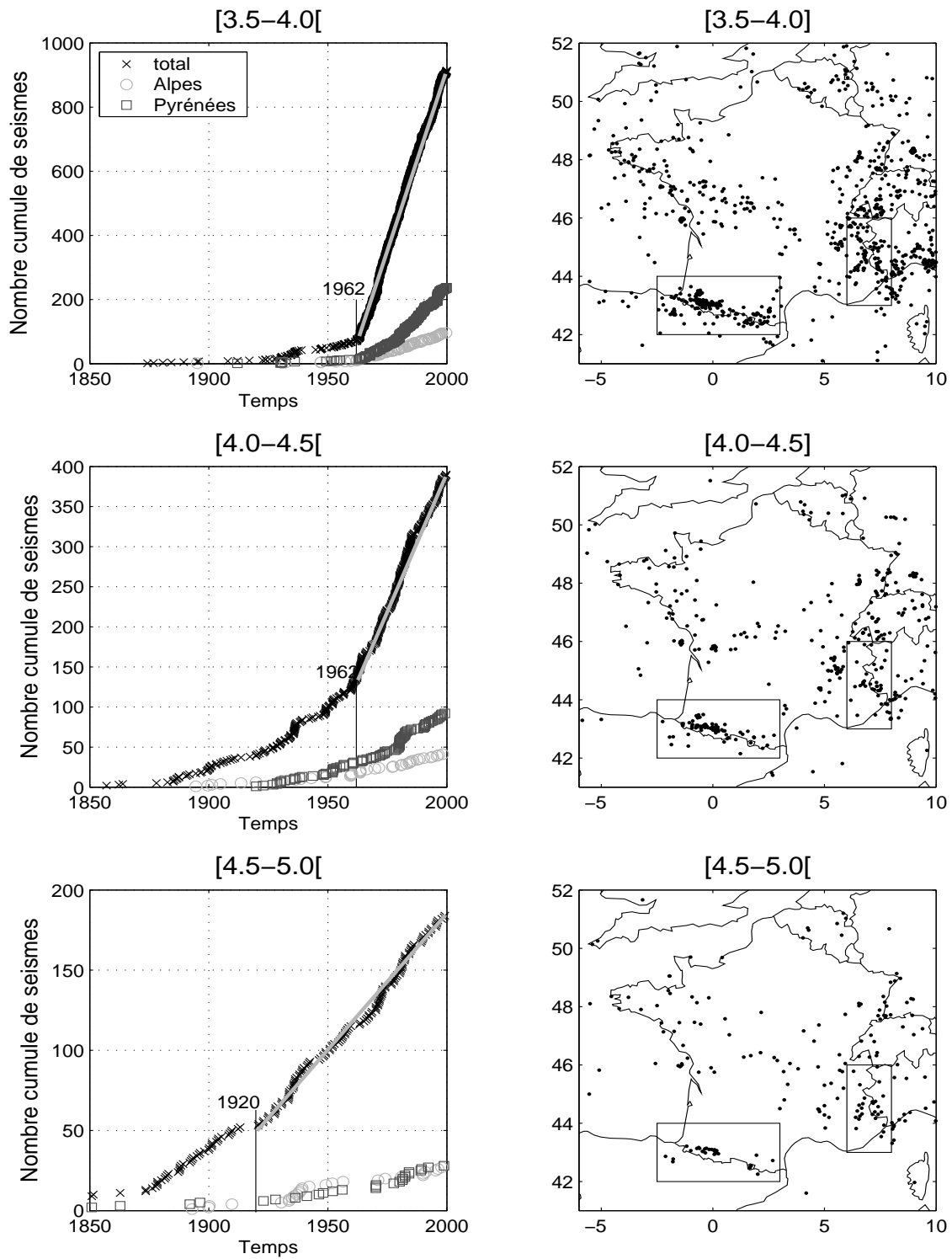


FIG. 5.1 – Détermination des périodes complètes pour 3 intervalles de magnitudes, nombres de séismes cumulés en fonction du temps, pour le catalogue entier et deux catalogues régionaux ; périodes complètes : tronçons linéaires ; cartes de sismicité : distribution des séismes correspondants ; rectangles : limites des catalogues régionaux.

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

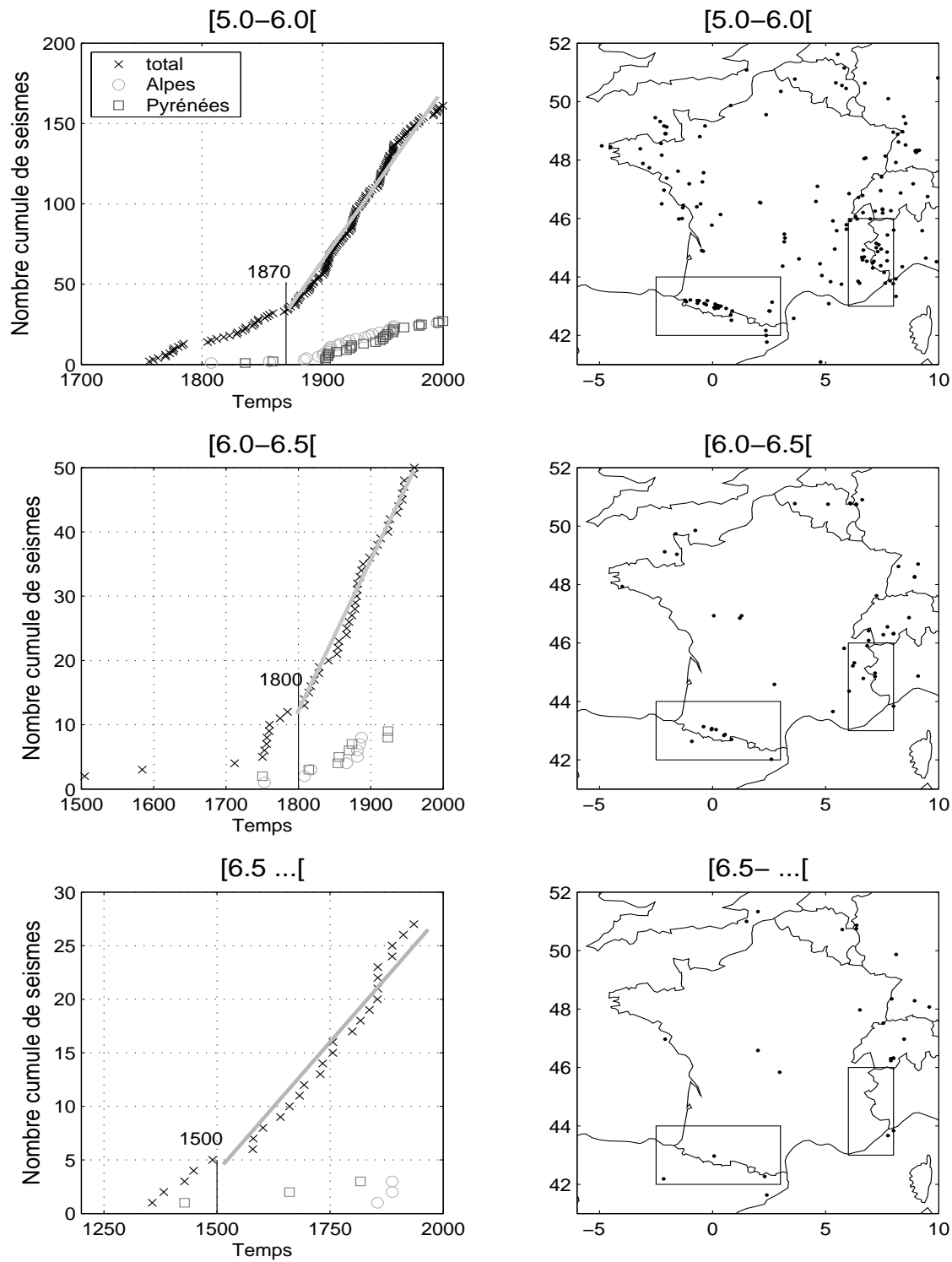


FIG. 5.2 – Détermination des périodes complètes pour 3 intervalles de magnitudes, nombres de séismes cumulés en fonction du temps, pour le catalogue entier et deux catalogues régionaux; périodes complètes : tronçons linéaires; cartes de sismicité : distribution des séismes correspondants; rectangles : limites des catalogues régionaux.

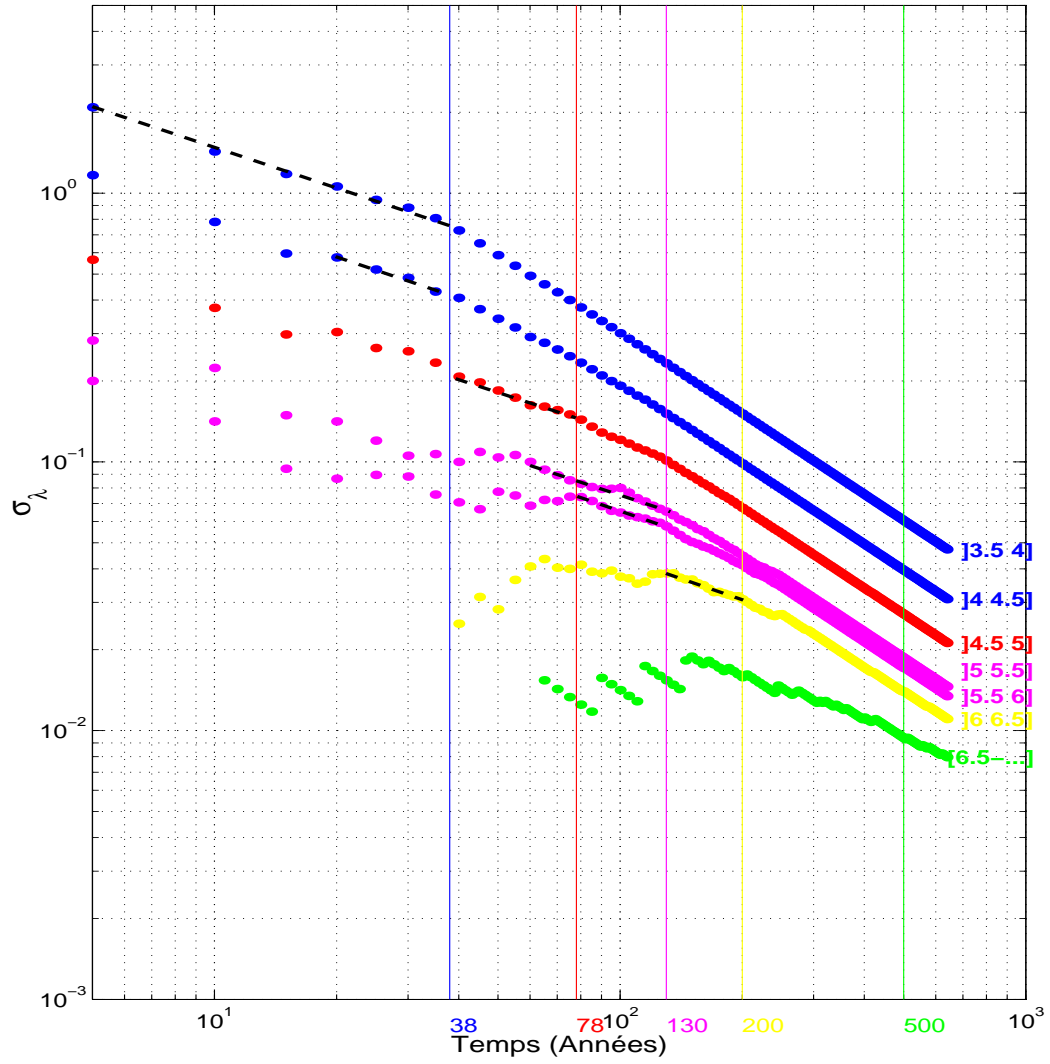


FIG. 5.3 – Détermination des périodes complètes par intervalle de magnitude avec la méthode de Stepp (cf. texte) ; les points s'alignent sur une droite de pente -0.5 lorsque la période de temps commence à être représentative (droites tiretées noires), ils s'écartent de la droite à la date de complétude ; les traits verticaux indiquent les périodes complètes déterminées par la méthode linéaire.

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

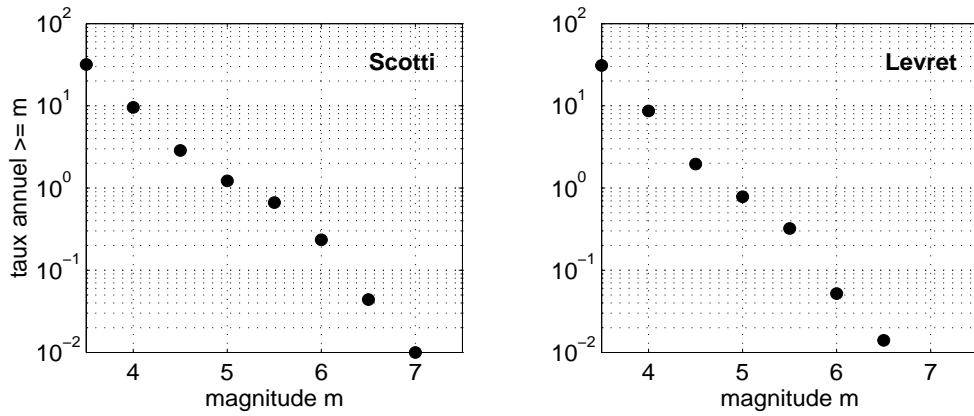


FIG. 5.4 – Courbe de Gutenberg-Richter du catalogue [1500-1999], les taux annuels sont calculés sur les périodes complètes, catalogues Scotti et Levret.

5.2 Calcul des paramètres de sismicité et sélection des zones sources

Les périodes complètes ayant été déterminées, les paramètres de sismicité λ_{M_0} et β peuvent être calculés dans chaque zone source. La méthode classique de Weichert (1980), adaptée au manque de données des régions à sismicité modérée, est appliquée.

5.2.1 La méthode de Weichert (1980)

La méthode de Weichert est utilisée pour le calcul des paramètres de sismicité dans une grande partie des études d'estimation probabiliste de l'aléa selon Cornell-McGuire. Cette méthode est une généralisation des méthodes de Aki (1965), Utsu (1965, 1966) et Page (1968), reposant sur le maximum de vraisemblance. Elle gère des taux de sismicité calculés sur des périodes de temps qui varient avec la magnitude.

Les occurrences des séismes sont supposées suivre un processus de Poisson. Aki (1965) estime β avec la méthode du maximum de vraisemblance à partir des magnitudes supérieures ou égales à M_0 :

$$\beta = \frac{1}{\overline{M} - M_0} \quad (5.3)$$

avec \overline{M} la magnitude moyenne des événements utilisés. Cette équation est valable pour des valeurs de magnitudes continues.

En pratique, les magnitudes sont cependant groupées et la largeur de l'intervalle doit être supérieure à l'incertitude sur la magnitude. Utsu (1965, 1966) propose une méthode tenant compte de la largeur de l'intervalle (2δ) :

$$\frac{1}{\beta} \frac{\beta\delta}{\tanh(\beta\delta)} = \overline{M} - M_0 \quad (5.4)$$

Page (1968) propose par ailleurs de tronquer la courbe de récurrence à la magnitude maximale M_x . Il estime β à partir des magnitudes continues entre M_0 et M_x selon l'équation suivante :

$$\frac{1}{\beta} = \overline{M} - M_0 - \frac{M_x \exp(-\beta(M_x - M_0))}{1 - \exp(-\beta(M_x - M_0))} \quad M_0 \leq M \leq M_x \quad (5.5)$$

Ces équations estiment la pente de la Gutenberg-Richter lorsque la période couverte par le catalogue de sismicité est complète pour toutes les magnitudes supérieures ou égales à M_0 . Weichert (1980) propose une généralisation de ces équations permettant de prendre en compte les séismes sur des périodes de temps différentes selon leur magnitude :

$$\frac{\sum_i t_i M_i \exp(-\beta M_i)}{\sum_j t_j \exp(-\beta M_j)} = \frac{\sum_i n_i M_i}{N} = \overline{M} \quad (5.6)$$

où les t_i sont les périodes complètes des intervalles de magnitudes $[M_i - \delta; M_i + \delta]$ centrés sur M_i et contenant n_i événements, N est le nombre total de séismes utilisés. Le paramètre β s'obtient alors par itérations (avec la méthode de Newton par exemple). Les formules de Aki, Utsu et Page se retrouvent en posant les t_i égales à une période unique t , en supposant que la magnitude M_x est très grande et/ou en faisant tendre la largeur de l'intervalle vers 0.

L'écart-type sur β est par ailleurs (Weichert, 1980) :

$$\sigma^2(\beta) = \frac{1}{N} \frac{\left[\sum_i t_i \exp(-\beta M_i) \right]^2}{\left[\sum_i t_i M_i \exp(-\beta M_i) \right]^2 - \sum_i t_i \exp(-\beta M_i) \sum_i t_i M_i^2 \exp(-\beta M_i)} \quad (5.7)$$

Le second paramètre de la loi de récurrence est le taux de sismicité λ_{M_0} : le nombre annuel de séismes de magnitude supérieure ou égale à la magnitude minimale M_0 . Son estimateur au sens du maximum de vraisemblance et pour des taux calculés sur des périodes de temps variables est :

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

$$\lambda_0 = N \frac{\sum_i \exp(-\beta m_i)}{\sum_j t_j \exp(-\beta m_j)}, \quad (5.8)$$

et sa variance est λ_0/N .

5.2.2 Application en France : sélection des zones sources

La méthode de Weichert est appliquée dans chaque zone du zonage sismotectonique, en utilisant les périodes complètes déterminées sur l'ensemble du territoire. Les paramètres de sismicité sont calculés sur l'intervalle de magnitudes $[3.5-M_{max}^{obs}]$. La magnitude minimale $M_0 = 3.5$ est choisie de manière à ce que les faibles magnitudes instrumentales, beaucoup plus nombreuses que les magnitudes plus fortes historiques, ne contrôlent pas à elles seules les estimations. La magnitude M_{max}^{obs} est la magnitude maximale observée dans le sous-catalogue entier (périodes non complètes incluses). Le choix de la magnitude maximale est cependant peu important ; nos résultats montrent en effet que l'influence de la magnitude maximale sur les paramètres de sismicité de Weichert est négligeable. Bender & Perkins (1993) remarquent de la même manière que lorsque l'intervalle de magnitude est suffisamment grand ($M_x - M_{min} \geq \sim 2.5$ ou 3), β peut être considéré indépendant de la magnitude maximale.

Les résultats pour les deux catalogues Scotti et Levret sont reportés dans le tableau 5.2 et les nombres de séismes utilisés dans le cas du catalogue Scotti sont détaillés pour chaque intervalle de magnitude dans le tableau 5.3. Les paramètres sont calculés pour les 17 zones sources décrites dans le tableau 5.4 et présentées sur la carte 5.5 (page 68). Dans 22 zones sources, les paramètres n'ont pas été retenus.

Les nombres de séismes (tableau 5.3) des zones sélectionnées varient entre 14 (zone $n^\circ 11$, Limagne) et 183 (zone des Pyrénées $n^\circ 30$). Alors que β prend des valeurs comprises entre 1.3 et 3.1, les écart-types sur β (tels que calculés par Weichert) sont compris entre 0.12 et 0.4. Lorsque $\sigma_\beta > 0.4$, la zone n'est pas retenue ; 22 zones sont ainsi rejetées soit parce qu'elles ne contiennent pas suffisamment de séismes ($N \leq 10$), soit parce que les magnitudes sont concentrées dans l'intervalle $[3.5-4.0]$. L'écart-type sur β peut atteindre l'ordre de grandeur de β .

Les zones les plus actives sont les Pyrénées Occidentales Nord ($n^\circ 30$) et le Massif Armoricaire Sud ($n^\circ 10$) avec un taux annuel de sismicité ($M \geq 3.5$) respectivement de 4.13 et 3.24 (tableau 5.2). Les valeurs des β de ces zones sont 2.3 et 2.2 (soient des b-values proches de 0.9, valeur la plus fréquemment obtenue dans le monde). Par ailleurs, le coefficient β de la zone $n^\circ 27$ (Pyrénées Nord) est très élevé ($\beta = 3.1$, soit $b = 1.34$), cette zone contient en effet un grand nombre de petites magnitudes ($M < 4.5$) localisées dans la zone de Lacq. Enfin, les

paramètres de sismicité de six zones sont calculés sur moins de 25 séismes : zones $n^{\circ}3$ (23 événements), 8 (22), 11 (14), 13 (21), 18 (21) et 32 (18). Les coefficients β varient entre 1.33 et 2.21 et les écart-types σ_{β} entre 0.22 et 0.37.

La modélisation de la courbe de Gutenberg-Richter est illustrée pour trois zones sources (figures 5.6 à 5.8, pages 69 à 71). Pour chaque zone, les séismes du sous-catalogue sont reportés sur un graphique temps-magnitude. Les périodes complètes sont indiquées, ainsi que les séismes appartenant aux périodes complètes. La courbe de récurrence modélisée est superposée aux taux de sismicité observés (cumulés et non-cumulés). Les courbes de récurrence tenant compte des écart-types sur le taux de sismicité λ_{M_0} et la pente β sont également représentées. Le calcul est effectué sur 147 séismes dans la zone 10 ($\sigma_{\beta} = 0.12$), 27 séismes dans la zone 19 ($\sigma_{\beta} = 0.26$) et 18 séismes dans la zone 32 ($\sigma_{\beta} = 0.33$). A noter que les courbes de récurrence sont tracées non-tronquées jusqu'à la magnitude maximale observée M_{max}^{obs} . Le faible nombre de données de la zone 18 illustre les difficultés à modéliser la récurrence des séismes dans les régions à sismicité modérée : les intervalles de magnitude [4.5-5.0[, [5-5.5[et [5.5-6.0[ne contiennent qu'un séisme, le taux annuel de récurrence est alors directement l'inverse de la période complète.

Les paramètres de sismicité sont estimés dans chaque zone source. A partir de λ_{M_0} et β , le taux de sismicité correspondant à la magnitude minimale M_{min} choisie pour le calcul probabiliste est calculé. Il reste à déterminer la magnitude maximale et les trois paramètres nécessaires au modèle de l'exponentielle tronquée sont obtenus. Dans la suite, l'aléa ne sera estimé qu'à l'intérieur de ces 17 zones sources. Si l'on souhaitait estimer l'aléa à l'extérieur de ces zones, une solution consisterait à regrouper les zones contenant un faible nombre de séismes, calculer la courbe de récurrence puis la redistribuer dans ces zones sources. Ce taux de sismicité est considéré comme un «background» sismique. C'est ce qui est proposé dans le cadre de la révision du zonage réglementaire français (Martin et al., 2002a). Cependant, notre approche est différente, l'objectif de cette étude n'est pas une détermination de l'aléa sur le territoire, il est de comprendre ce qui contrôle les estimations là où la méthode s'applique de manière fiable. Dans la suite, il ne sera plus question que de ces 17 zones sources.

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

zone	β, S	β, L	λ_0, S	λ_0, L
3	2.11 ± 0.32	2.4 ± 0.3	0.48 ± 0.15	0.46 ± 0.15
4	2.01 ± 0.23	$2. \pm 0.2$	0.74 ± 0.15	0.74 ± 0.14
6	1.73 ± 0.19	2.2 ± 0.2	1.12 ± 0.14	1.03 ± 0.15
8	1.33 ± 0.22	1.6 ± 0.3	0.37 ± 0.13	0.33 ± 0.13
10	2.18 ± 0.12	2.6 ± 0.1	3.24 ± 0.15	3.08 ± 0.15
11	1.80 ± 0.34	2.5 ± 0.6	0.28 ± 0.14	0.23 ± 0.15
13	1.87 ± 0.32	2.2 ± 0.4	0.46 ± 0.14	0.45 ± 0.15
16	1.97 ± 0.20	2.1 ± 0.2	1.27 ± 0.15	1.24 ± 0.15
17	1.66 ± 0.18	1.9 ± 0.2	0.87 ± 0.14	0.84 ± 0.14
18	2.16 ± 0.37	2.5 ± 0.4	0.47 ± 0.15	0.45 ± 0.15
19	1.58 ± 0.26	$2. \pm 0.3$	0.53 ± 0.14	0.48 ± 0.14
20	1.84 ± 0.20	2.1 ± 0.2	1.13 ± 0.14	1.09 ± 0.15
23	1.98 ± 0.16	2.3 ± 0.2	1.39 ± 0.15	1.30 ± 0.15
27	3.09 ± 0.33	3.3 ± 0.3	1.51 ± 0.16	1.50 ± 0.16
30	2.29 ± 0.12	2.6 ± 0.1	4.13 ± 0.15	4.02 ± 0.15
32	2.21 ± 0.36	2.6 ± 0.4	0.4 ± 0.15	0.39 ± 0.15
37	2.35 ± 0.33	2.6 ± 0.3	0.69 ± 0.15	0.68 ± 0.15

TAB. 5.2 – Paramètres de sismicité β et $\lambda(M \geq 3.5)$ des zones sources, S se rapporte au catalogue Scotti et L au catalogue Levret, les zones sont décrites dans le tableau 5.4 et sur la figure 5.5.

Z	[3.5-3.9]	[4.0-4.4]	[4.5-4.9]	[5.0-5.4]	[5.5-5.9]	[6.0-6.4]	[6.5-7.0]	[7.0-7.4]	N
3	13	4	2	1	1	0	1	1	23
4	20	8	2	0	2	1	1	1	35
6	28	8	7	6	3	3	0	0	55
8	8	3	3	1	5	0	2	0	22
10	86	24	19	7	6	3	1	1	147
11	7	1	3	1	2	0	0	0	14
13	13	3	2	0	3	1	0	0	22
16	28	19	3	4	3	2	0	0	59
17	20	12	3	1	3	3	3	0	45
18	13	4	2	0	0	2	0	0	21
19	13	3	4	3	3	1	0	0	27
20	27	10	6	7	3	1	0	0	54
23	37	8	12	3	1	2	2	1	66
27	45	12	1	2	1	0	0	0	61
30	111	36	14	10	5	6	0	1	183
32	11	2	2	2	1	0	0	0	18
37	20	5	2	0	2	1	0	0	30

TAB. 5.3 – *Nombre d'événements utilisés dans le calcul des paramètres de sismicité par intervalle de magnitude et pour les 17 zones sources, catalogue Scotti.*

Zone	Nom de la zone	H	Zone	Nom de la zone	H
3	Mons - Aix-la-Chapelle	10	18	MCE-Front pennique Nord	10
4	Fossé Rhénan inférieur	10	19	MCE-Front pennique Sud	10
6	Massif Armoricaire Nord	20	20	Ivrea Sesia	15
8	Fossé Rhénan supérieur	10	23	Chaînes subalpines méridionales	10
10	Massif Armoricaire Sud	15	27	Pyrénées Nord	10
11	Limagnes	10	30	Pyrénées Occidentales Nord	15
13	Jura	5	32	Pyrénées Orientales	10
16	Pré-Alpes et pennique suisse	10	37	Pyrénées Sud	10
17	Région du Valais	10			

TAB. 5.4 – *Zones sources sélectionnées, les limites et profondeurs H (en km) sont une combinaison des limites et profondeurs testées dans le rapport EPAS-AFPS (phase 3), Dominique et al. (2001).*

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

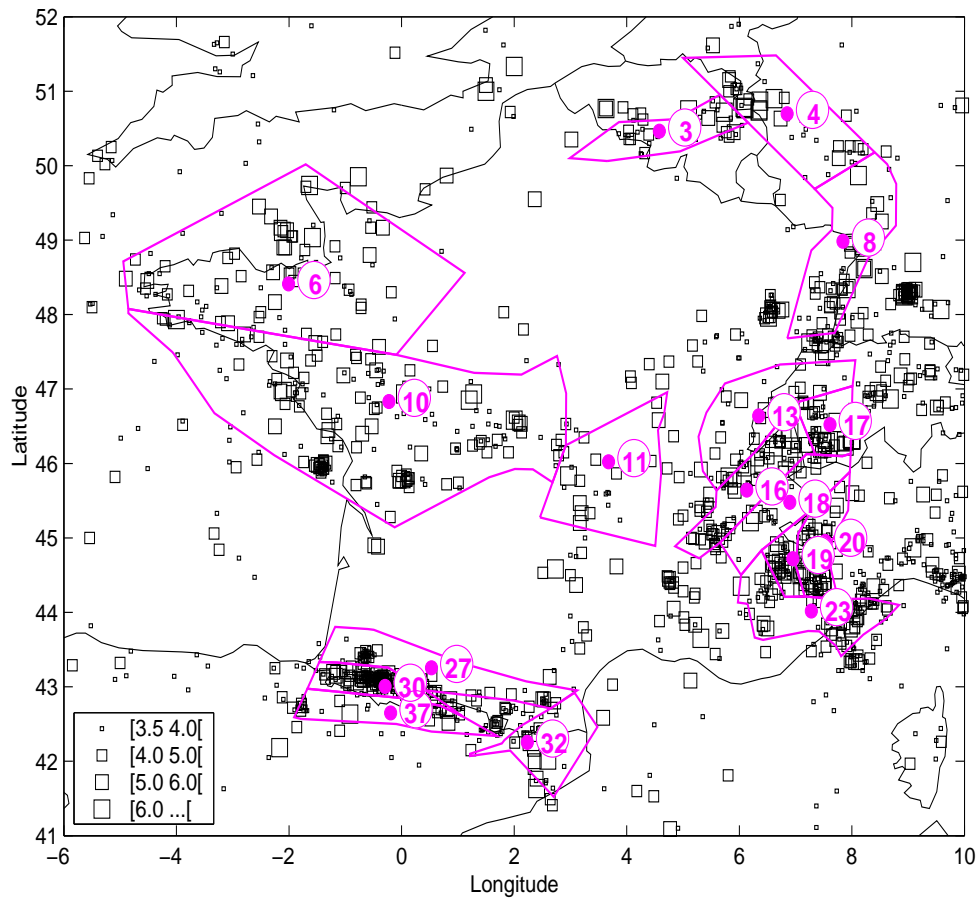


FIG. 5.5 – Sélection des 17 zones sismotectoniques sélectionnées, superposées au catalogue de sismicité [1356-1999].

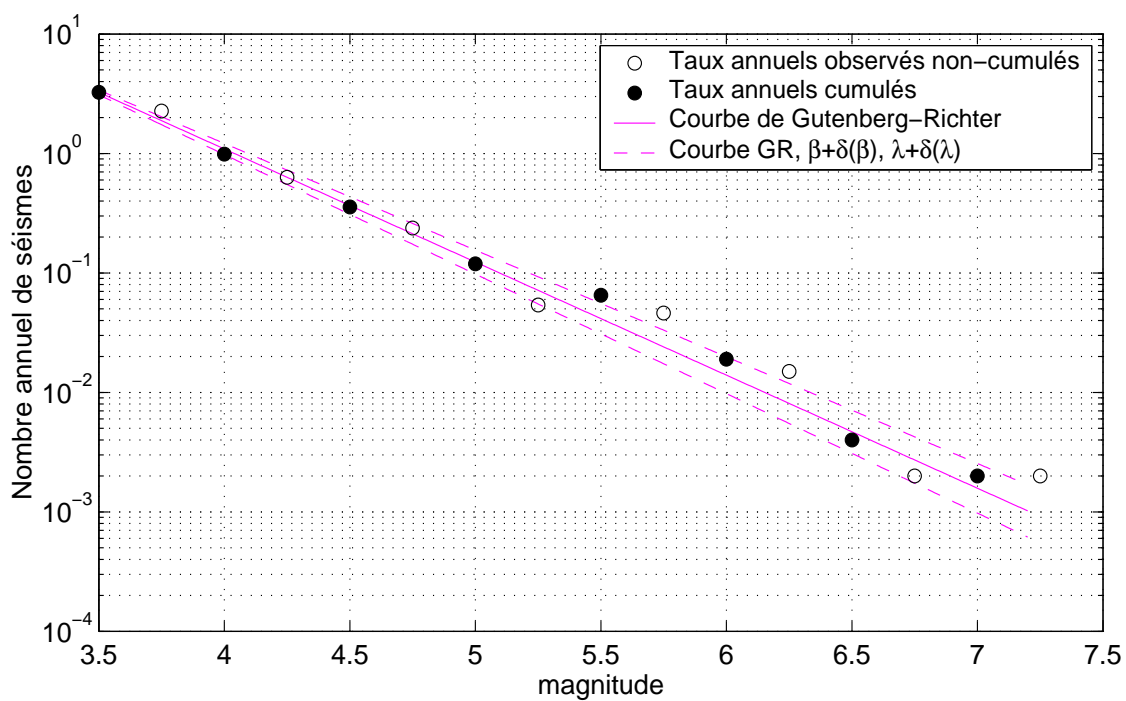
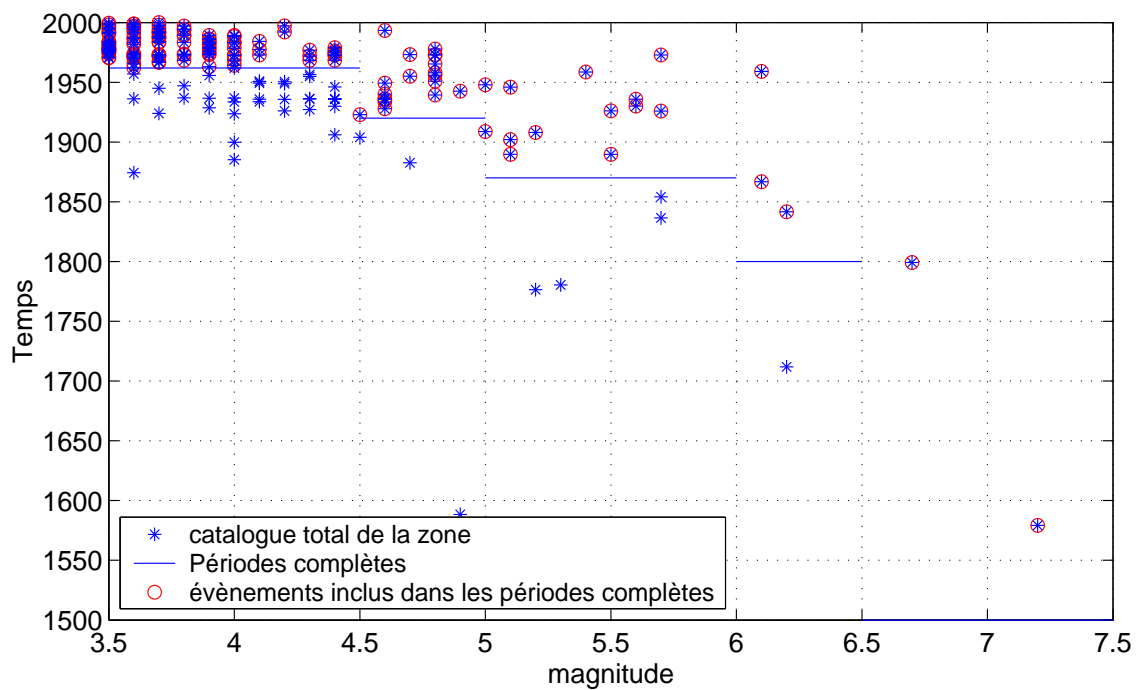


FIG. 5.6 – **Zone source n°10** : sous-catalogue de sismicité et courbe de Gutenberg Richter modélisée superposée aux taux observés (catalogue Scotti).

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

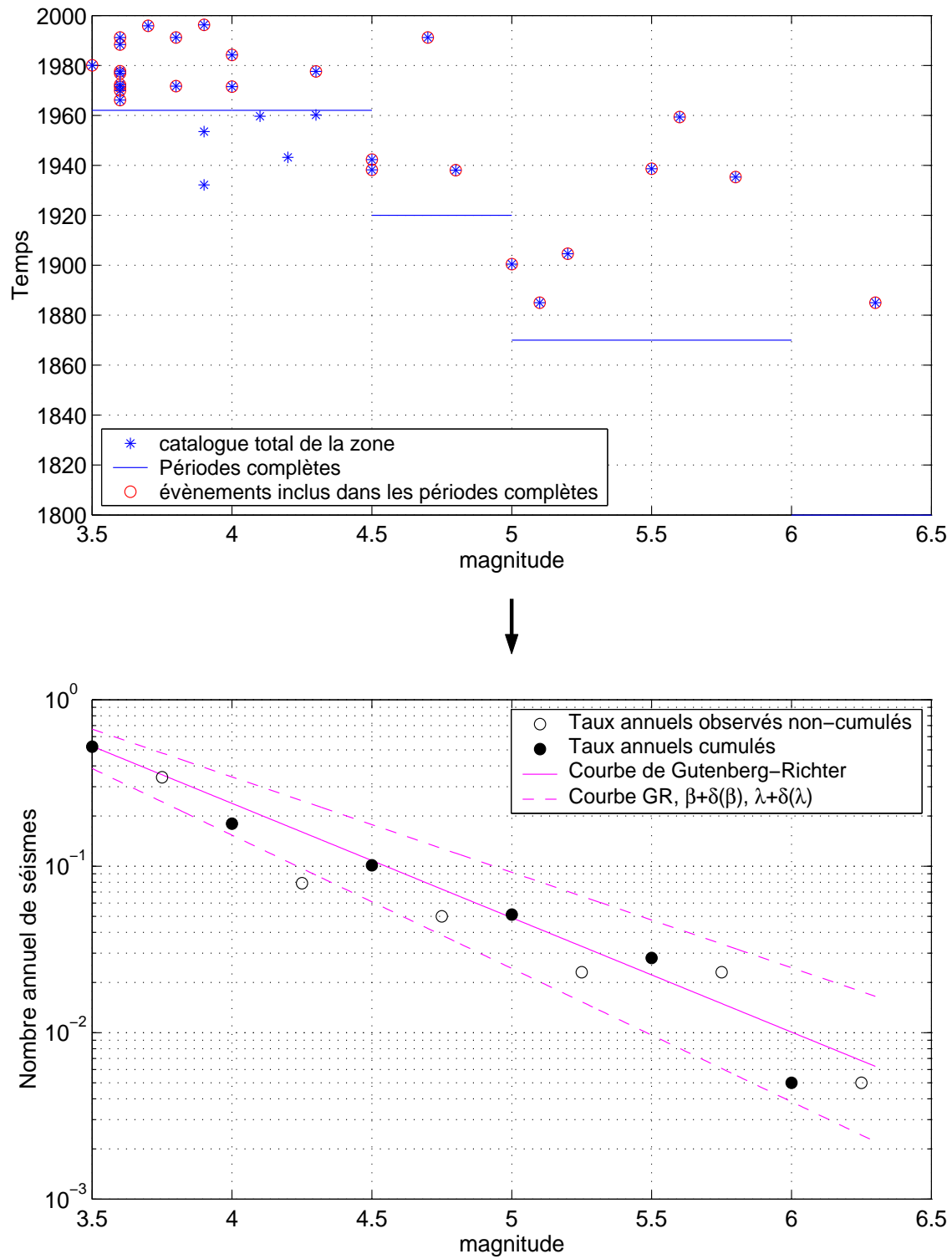


FIG. 5.7 – **Zone source n°19** : sous-catalogue de sismicité et courbe de Gutenberg Richter modélisée superposée aux taux observés (catalogue Scotti).

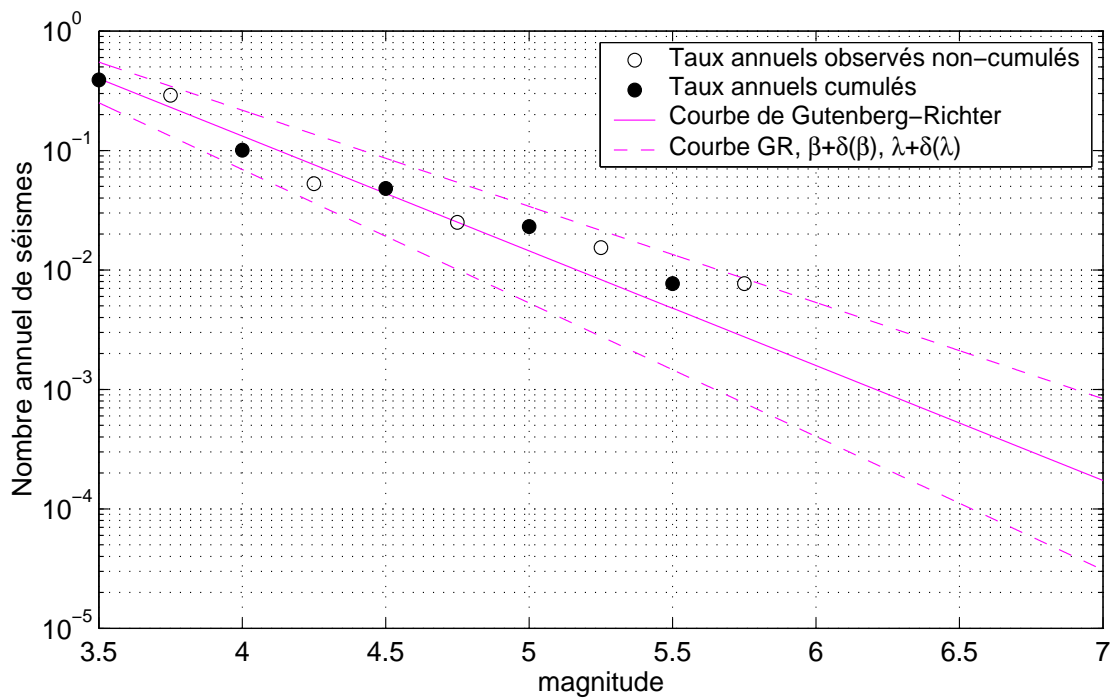
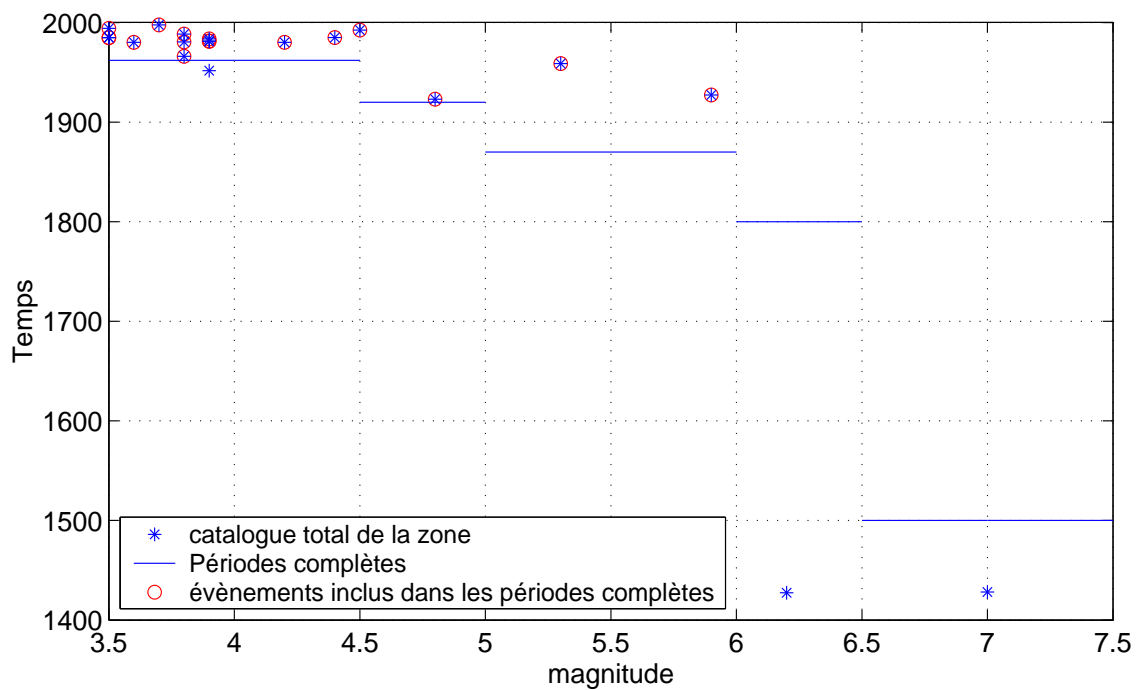


FIG. 5.8 – **Zone source n°32** : sous-catalogue de sismicité et courbe de Gutenberg Richter modélisée superposée aux taux observés (catalogue Scotti).

5.3 Estimations des temps de retour des magnitudes

Les paramètres de sismicité ont été déterminés pour l'ensemble des zones sources ; les courbes de récurrence peuvent alors être calculées (équation 1.2, page 10). Elles seront utilisées dans le calcul probabiliste. Il est de plus intéressant de considérer les temps de retour des magnitudes déduits de ces courbes de récurrence, exercice qui est rarement abordé dans les études d'aléa sismique probabiliste. Le temps de retour est l'inverse du taux annuel moyen, il renseigne sur la fréquence des séismes dans la zone, même si les occurrences ne sont pas périodiques.

Les temps de retour peuvent être déduits des courbes de récurrence établies à partir des deux catalogues disponibles (Scotti et Levret, cf. chapitre 3). De plus, en tenant compte de l'incertitude sur la pente de la courbe de récurrence (écart-type sur β), des bornes minimales et maximales peuvent être calculées (T_{inf} est calculé avec la pente $\beta + \delta\beta$ et T_{sup} avec $\beta - \delta\beta$).

À titre d'exemple, les temps de retour d'une magnitude supérieure ou égale à 6.0 sont reportés dans les tableaux 5.5. Ils sont calculés selon l'équation 1.2 (modèle de l'exponentielle tronquée, page 10), avec $M_{max} = 7.0$ lorsque les paramètres de sismicité issus du catalogue Scotti sont utilisés, et avec $M_{max} = 6.5$ dans le cas du catalogue Levret. Le choix de la magnitude maximale M_{max} est arbitraire et peut influencer fortement les temps de retour calculés (surtout lorsqu'il s'agit de magnitudes élevées). Par exemple, le temps de retour dans la zone 16, calculé avec le catalogue Scotti et $M_{max} = 6.5$, augmente de 125 à 172 ans ; dans la zone 30 il augmente de 82 à 109 ans. Les temps de retour affichés dans les tableaux 5.5 sont des ordres de grandeur.

Les estimations varient fortement d'un catalogue à l'autre et pour des pentes différentes de la courbe de récurrence. Une magnitude supérieure ou égale à 6.0 a un temps de retour dans la zone 8 (Bassin Rhénan) qui varie entre 66 et 556 ans ; dans la zone 16 (Pré-Alpes et pennique suisse) ce temps de retour prend des valeurs entre 79 et 434 ans ; dans la zone 32 (Pyrénées Orientales) les estimations vont de 347 ans à 6109 ans ; et de 773 à 6629 ans dans la zone 27 (Pyrénées Nord). Les incertitudes sur les temps de retour des séismes de magnitude supérieure à 6.0 sont donc très grandes, mais il est cependant nécessaire d'anticiper sur la suite pour relativiser l'impact de cette variabilité sur l'aléa. En effet, dans le chapitre 7, les impacts sur l'aléa du choix de la corrélation magnitude-intensité sont calculés : pour une période de retour de 10000 ans, l'aléa diminue de 18% dans la zone du Bassin Rhénan, de 8% dans la zone 16, de 15% dans la zone 32 et de 6% dans la zone 27.

Ces temps de retour se rapportent à l'aire géographique de chaque zone source, afin de comparer plus facilement les zones entre elles, les temps de retour normalisés pour une aire de $100 \times 100 \text{ km}^2$ ont également été calculés (T_{norm}).

Sur la figure 5.9 (carte du haut), la couleur de remplissage de chaque zone source est fonction du temps de retour d'une magnitude supérieure ou égale à 6.0 dans la zone, estima-

zone	T^S	T_{inf}^S	T_{sup}^S	T_{norm}^S	zone	T^L	T_{inf}^L	T_{sup}^L	T_{norm}^L
3	462	229	946	446	3	1225	568	2686	1183
4	237	148	380	486	4	345	213	566	710
6	81	51	129	611	6	332	190	586	2485
8	101	66	157	199	8	304	170	556	600
10	80	63	102	789	10	283	200	401	2764
11	384	194	775	933	11	2877	732	11934	6984
13	268	135	543	483	13	813	350	1939	1463
16	125	79	201	159	16	258	154	434	326
17	90	57	143	52	17	204	132	318	119
18	519	204	1354	691	18	1470	556	3992	1957
19	125	64	249	48	19	545	253	1201	211
20	104	66	166	82	20	287	168	494	225
23	117	73	188	166	23	395	251	626	559
27	1609	773	3367	2549	27	2940	1315	6629	4657
30	82	65	104	55	30	238	176	322	159
32	704	347	1445	784	32	2186	802	6109	2435
37	570	279	1175	583	37	1253	589	2704	1283

TAB. 5.5 – *Temps de retour T en années d’une magnitude supérieure ou égale à 6.0, calculés à partir des lois de récurrence des zones sources, sur les deux catalogues de sismicité Scotti (S , tableau de gauche) et Levret (L , tableau de droite) (cf. chapitre 3); T : calcul avec β , T_{inf} : calcul avec $\beta + \delta(\beta)$, T_{sup} : calcul avec $\beta - \delta(\beta)$, T_{norm} : temps T normalisés pour une surface de $100 \times 100 \text{ km}^2$.*

tion basée sur le catalogue Scotti (tableau 5.5, T). Pour indication, les séismes de magnitude supérieure ou égale à 5.5 présents dans le catalogue (périodes non complètes comprises) sont également reportés sur la carte. Les temps de retour issus du catalogue Levret correspondent à la carte du bas.

Nous avons souhaité montrer ces résultats par souci de transparence. Ils reposent entièrement sur l’hypothèse d’une décroissance du nombre de séisme exponentielle lorsque la magnitude augmente (courbe de Gutenberg-Richter). Ils ne peuvent être « vérifiés » sur la seule base du catalogue de sismicité, trop court, mais il serait intéressant de confronter ces estimations avec les résultats de paléosismicité par exemple, ou de géodésie.

Ces temps de retour sont des ordres de grandeur, ils permettent de hiérarchiser les zones selon leur activité sismique.

◇5. CALCUL DES PARAMÈTRES DE SISMICITÉ

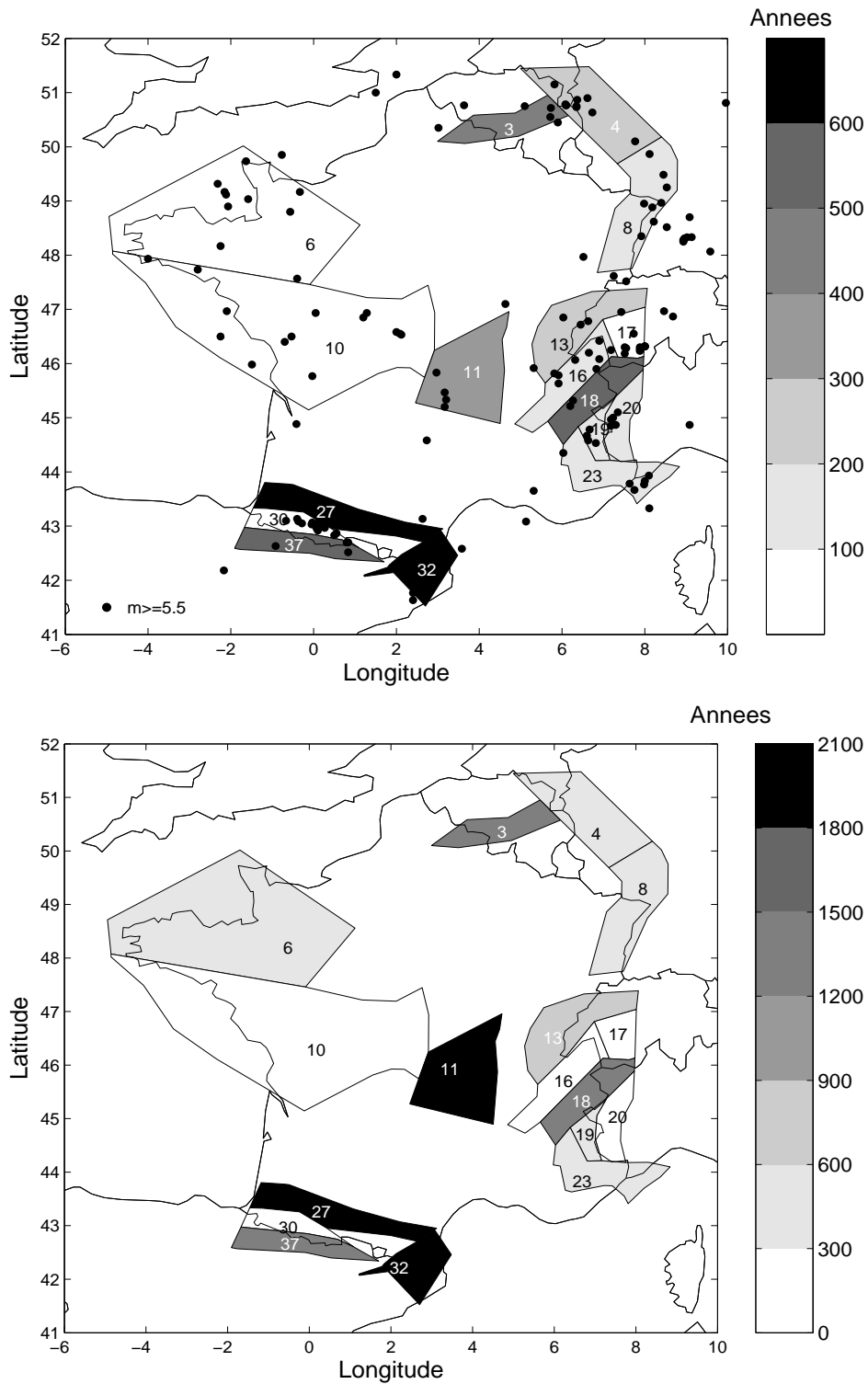


FIG. 5.9 – Temps de retour d'un séisme de magnitude supérieure ou égale à 6.0; Haut : à partir du catalogue de sismicité Scotti, Bas : à partir du catalogue de sismicité Levret; Points noirs : séismes $M \geq 5.5$ sur la longueur totale du catalogue historique (périodes non-complètes comprises). Ces estimations sont des ordres de grandeurs, elles comportent une incertitude très forte (cf. tableau 5.5)

Deuxième partie

QUANTIFICATION ET COMPRÉHENSION DES INCERTITUDES

Chapitre 6.

Mapping b-values in France using two different magnitude ranges : possible non power-law behavior

(Published in Geophysical Research Letter, September 2003)

Abstract. The first step in probabilistic seismic hazard assessment is the characterization of seismic sources. The fundamental assumption is that the Gutenberg-Richter power law can be applied and is valid at all scales. In this study, we found that the power-law model may not be verified in the southeastern regions of France. Frequency-magnitude distributions are mapped using 2 different magnitude ranges : (1) [3.0-4.4] using only homogeneous instrumental data, (2) [3.5- $M_{max(observed)}$] using instrumental and historical data. b-values estimated on these two magnitude ranges are similar in the Pyrenees and the Rhine Basin. However, they differ significantly in the Southern Alps : the slopes estimated on magnitude range [3.0-4.4] are much steeper ($b > 1.4$) than the slopes estimated on magnitudes above 3.5 ($0.9 < b < 1.1$). Until a clear identification of the underlying processes is made, a conservative option (i.e. lowest b-values) should be considered for probabilistic estimation of hazard in the eastern part of France.

6.1 Introduction

Probabilistic seismic hazard analyses (PSHA) based on the method of Cornell (1968) rely on three key elements : 1) identifying source zones, 2) estimating the occurrence of earthquakes in these zones, and 3) modeling the ground movement that these earthquakes will induce at a site. This paper does not consider seismic source zones nor attenuation models. Discussion is focused on the parameter estimation for the occurrence model of earthquakes as first proposed by Gutenberg and Richter (1944) : $\log N = a - bM$, where earthquakes exponentially decay in number (N) as a function of their magnitude (M). Seismicity rate 10^a , and the slope of the G-R

◇6. MAPPING B-VALUES IN FRANCE USING TWO DIFFERENT MAGNITUDE RANGES : POSSIBLE NON POWER-LAW BEHAVIOR

curve b , which is indicative of the relative distribution of small and large earthquakes, are the parameters that have to be calculated.

Numerous methods have been proposed in the literature for the computation of the b -value (Utsu, 1965, Aki, 1965, Page, 1968, Bender, 1983). The method used in this study is Weichert's method (1980), which is a generalization of Aki and Utsu's maximum likelihood methods able to handle annual rates calculated for different periods of time (thus maximizing the number of events used).

The stability analysis of G-R parameters estimations performed in numerous studies (see Wiemer & Wyss (1997), for a complete description) indicated that these parameters can vary both spatially and temporally at all scales. The physical interpretations that have been proposed in the literature for the spatial variability of the b -value range from the degree of material heterogeneities (Mogi, 1962, Mori & Abercrombie, 1997), to stress variations in the crust (Sholz, 1968, Wyss, 1973), and differences in the mechanical behavior of the faults (Amelung & King, 1997). Temporal variations of the b -value, on the other hand, have often been related to the preparation process for natural earthquakes and rock fracture in the laboratory (Kanamori, 1981, Urbancic et al., 1992).

The present study addresses the spatial variation of the b -value at regional scales in France and shows that the b -value can be locally extremely dependent on the magnitude range used to calculate it.

6.2 Data

Several difficulties have to be dealt with before computing G-R parameters : the catalogues should contain homogeneous magnitude determinations, declustering should be performed, completeness periods should be determined and a geographic window has to be chosen.

Magnitudes. The Laboratoire de Détection Géophysique (LDG), Bruyères le Châtel, France, installed a national seismic network in 1962. The LDG has been measuring local magnitudes homogeneously since then (Nicolas et al., 1998). The LDG instrumental catalogue used in this study, covering the [1962-1999] period, shows (Figure 6.1) that France is a country of moderate seismicity (5 events with $M_L > 5.0$ every 10 years, $M_{max} = 5.8$). Nevertheless, great earthquakes have occurred in the past and have been documented in the historical record. The SisFrance historical database covers the last thousand years. The historical catalogue we use, an extraction from this base, contains 10 events with intensity MSK equal or greater than VII every 50y, for the last 5 centuries. Historical magnitudes were calculated using an intensity-magnitude correlation deduced from macroseismic observations for 73 events reported in both the historical database SisFrance and the instrumental catalogue LDG (Levret et al., 1994) lo-

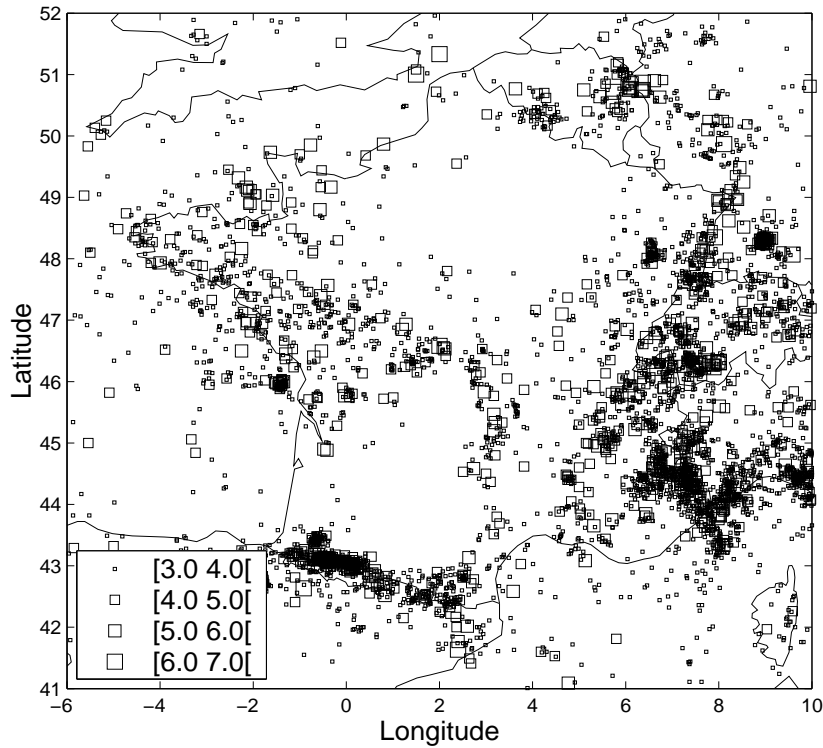


FIG. 6.1 – *Instrumental and historical seismicity in France, covering the period [1500-1999].*

cated all over France. The reference magnitude for this study is therefore the M_L of the LDG catalogue. Due to the lack of data, it is difficult to compute regional correlations.

Declustering. According to our declustering tests, the seismicity of the instrumental catalogue is only weakly clustered. Moreover, we found that results based on the declustered catalogue were not significantly different from results based on the original catalogue. The catalogues used in this study are therefore not declustered.

Completeness. Studies were performed using all earthquakes in the window $[-6;10]$ in longitude and $[41;52]$ in latitude. Using cumulative number of earthquakes versus time plots and assuming stationary seismic rates, it can be shown that the period of completeness is 17 years (1983-1999) for magnitudes 3.0-3.1 and 38 years (1962-1999) for magnitudes equal or above 3.2. Completeness periods calculated for the combined catalogue (historical appended to instrumental) are reported in the Table 6.1. Magnitudes are binned in intervals of 0.5 because 0.5 is the average uncertainty in historical magnitudes.

◇6. MAPPING B-VALUES IN FRANCE USING TWO DIFFERENT MAGNITUDE RANGES : POSSIBLE NON POWER-LAW BEHAVIOR

Magnitude interval	Completeness period	Time interval (year)
[3.0 3.1]	1983-1999	17
[3.2 4.4]	1962-1999	38
[4.5 4.9]	1900-1999	100
[5.0 5.4]	1870-1999	130
[5.5 5.9]	1800-1999	200
[6.0 6.9]	1500-1999	500

TAB. 6.1 – *Completeness periods (time interval over which all events in the magnitude bin have been recorded).*

6.3 Mapping the b-values

A grid of $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ is defined over the study region and for each grid point, the b-value is computed using all earthquakes falling inside a circle with a fixed radius. The procedure followed to map the b-value is similar to that of Wiemer and Wyss (1997), only the size of the sampled area is larger. The radius of the circle is fixed at 100km in order to explore the variability in the b-values for sizes of source zones similar to those used in PSHA studies in France. b-values are only shown at grid points where $\sigma < 0.4$ (σ is the standard deviation of $\beta = b * \ln(10)$, b is the b-value) . It is found that this criterion insures that a sufficient number of events are taken into account in the computation. The number of earthquakes used for the computations thus varies from grid point to grid point between 50 and 600. In order to check on the stability of the GR parameters, two magnitude intervals are tested : [3.0-4.4] is representative of the instrumental period and [3.5- $M_{max(observable)}$] is representative of the instrumental and historical period (hereafter called M3.5+).

The first interval has a minimum threshold imposed by the completeness period, which varies spatially for magnitudes lower than 3.0. As will be discussed later, dealing with magnitudes greater than 3.0 also reduces potential problems related to artificial seismicity or clusters. The higher limit of this first interval is due to the fact that rates for magnitudes higher than 4.5 cannot be estimated within 100km-radius circle : the 38-y period is no longer representative for such an area (the time period being too short).

As for the second interval, the minimum threshold of 3.5 is chosen to allow the historical data to contribute to the b-value estimations, minimizing the contribution of the instrumental catalogue. In Weichert's method (1980), the higher the number of earthquakes that contributes to the calculation of the annual rate, the higher their weight in the estimation of the slope. The minimum threshold cannot be increased to 4.0 because the number of data within 100km-radius circle would be too small to estimate the b-values with confidence.

Location	b_I	σ_I	N_C	b_C	σ_C	N_C
A (6.5 ; 48)	1.26	0.12	153	1.20	0.12	48
B (0 ; 43)	1.03	0.06	576	1.17	0.05	239
C (7.25 ; 44.5)	1.71	0.08	540	1.06	0.06	138

TAB. 6.2 – *b*-value estimation at three different locations ; subscript *I* corresponds to modeling on instrumental catalogue and interval [3.0-4.4] ; subscript *C* corresponds to modeling on combined catalogue and interval $M \geq 3.5$. *N* is number of events used.

6.4 Results

Two *b*-value maps are obtained, Figure 6.2 displays *b*-values estimated on the instrumental catalogue (38y), and 6.3 *b*-values estimated on the combined catalogue (historical and instrumental, 500y). Given the severity of the filtering criterion ($\sigma(b) < 0.18$), only the higher seismic rate zones are highlighted : the Pyrenees to the South, the Rhine Basin and the Alps to the East and the southern part of Brittany to the West. Values calculated at each grid point are extended to a $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ area in order to create the map.

Based on the instrumental data only (6.3), *b* takes values over a wide range between 0.6 and 1.8. The thick black contour in the South-East of France corresponds to iso-values of $b=1.7$. Previous studies worldwide have shown that the exponent *b* usually takes values between 0.75 and 1.25 (Okal & Romanowicz, 1994). Such values are found in the Pyrenees and in the North-East of France (Rhine Basin). Values above 1.5 have previously been reported only in volcanic areas (Wiemer et al., 1998). Such high values are surprisingly found in the Southern Alps, at the boarder between France and Italy.

b-values calculated on the combined catalogue (historical and instrumental, $M \geq 3.5$) are mainly contained in the interval [0.6-1.25]. Results are consistent in the Pyrenees and in North-East of France between the two maps, whereas they differ significantly in the Alps. Utsu (1992) proposed a method to test the significance of *b* value differences, based on the number of events used. The results of this test are plotted on Figure 6.4, to highlight zones where both slopes are statistically different with a minimum of 99% probability. Grid points where slopes are considered significantly different are colored in dark gray ; points that did not pass the test are colored light gray. Points that passed the test correspond approximately to *b*-value differences greater than 0.4. Discrepancies are clearly localized over the Alps.

In order to emphasize the extreme variability in *b*-value estimate that can result from the choice of the magnitude range used, three examples of the calculated Gutenberg-Richter are shown for three different locations (Figure 6.5, Tableau 6.2). At location A (Rhine Basin) and B (central Pyrenees), *b*-values are similar : 1.26/1.20 and 1.03/1.17 (cf. Tableau 6.2). At point

◇6. MAPPING B-VALUES IN FRANCE USING TWO DIFFERENT MAGNITUDE RANGES : POSSIBLE NON POWER-LAW BEHAVIOR

C however, b-values are extremely different : 1.71 versus 1.06. Notice that the computations on the instrumental catalogue and on the combined catalogue use the same events in the [3.5-4.4] magnitude range, since the completeness period for these magnitudes is of 38 years (the instrumental period). However the resulting estimated slopes can be different : the ones estimated on the instrumental catalogue are largely controlled by the magnitude bins between 3.0 and 3.5, whereas those estimated on the combined catalogue are largely controlled by the magnitude bins between 3.5 and 4.5.

6.5 Discussion and Conclusion

The remarkable difference observed in the Alps in the b-value estimates between these two magnitude intervals raises two fundamental questions : are these slopes both correct or is there a bias that is introduced in one or both catalogues ? If they are both correct, what is the underlying physical mechanisms that can account for such a non-linear behavior of the b-value as a function of the magnitude range ?

b-values estimated in the interval [3.0-4.4] could be biased for two reasons : the presence in the instrumental catalogue of aftershocks and/or induced seismicity. The declustering of the LDG catalogue with Reasenbergs algorithm (1985) gave very similar results. Since only $M \geq 3$ are used in the calculations, only a few clusters were detected by the algorithm and their presence has a minor impact on the estimation of seismicity rates over a 17 or a 38 year period. The second source of biased estimation may be the presence in the catalogue of artificial seismicity. A histogram of the number of events as a function of the hour of the day can help to identify induced seismicity. In the East of France, bins corresponding to working hours between 9am and 4pm indeed contain an abnormal number of earthquakes, but this artificial seismicity is important only in the magnitude interval [2.5-3.0], (which is not used in the calculations). A rough estimate shows that it represent less than 15% of the total seismicity for the range of magnitudes studied [3.0-3.2]. A reduction of 15% in the number of events in the magnitude interval [3.0-3.2] only slightly modifies the b-value estimations. The highest discrepancies located in the Southern Alps remain and another explanation must be sought.

b-values estimated in the interval $M_{3.5+}$ are within the usual expected range [0.75-1.25]. However they could also be biased by the choice of the magnitude-intensity correlation used to convert the historical intensities into magnitudes. We are working on a new correlation based on the 10 most reliable events for which we have both a good macroseismic description and an instrumental magnitude. This second correlation estimates higher magnitudes than the Levret correlation (0.4 magnitude degree on average). b-values estimated on this alternative historical catalogue (appended to the instrumental one) are only slightly modified (the decrease in the

b-values is lower than 0.2).

Assuming that both slopes, estimated separately on intervals [3.0-4.4] and M3.5+, are correct, then a physical mechanism must be sought to explain the high discrepancies (up to 0.8 difference) observed in the Alps. Both intervals of magnitude might be linked to different physical processes. The magnitude interval M3.5+ could reflect regional tectonics whereas smaller magnitudes might be linked to a local phenomenon. The presence of the identified Ivrea Body in this zone (inclusion of mantle at crustal levels, Paul et al., [2001]) could be responsible for high b-values in the [3.0-4.4] interval. Accurate hypocenters localizations (Paul et al., 2001) show that events are located at the interface between the Ivrea Body and the crust. We attribute the high instrumental b-values in the magnitude interval [3.0-4.4] to a creeping behavior at the interface between crust and mantle inclusion. The stretching of the high b-value zone to the southwest of point C is due to the smoothing and the lack of seismicity to the west. Indeed, for points along the borders of the seismic zones, earthquakes are mainly located in one side of the circles. The eastern limit of the high b-value region is not affected by this border effect, since there is seismicity to the east.

This study shows that the modeling of earthquake recurrence curves by a unique exponential decrease is questionable in the eastern regions of France and likely incorrect over the Alps. Using a minimum threshold lower than 3.5 when using the combined catalogue would have yielded average slopes that could not satisfactorily fit neither the small nor the moderate range of magnitudes. Estimating b-values on both magnitude intervals inside source zones for PSHA calculations leads to a difference of 50% in PGA (Peak Ground Acceleration) estimates in the Alps. Until a clear identification of the processes is made, a conservative option (estimation of b-values in the magnitude range M3.5+) should be considered for the probabilistic estimation of hazard in this region.

Acknowledgments We thank LDG for providing us with their instrumental catalogue. This work was supported by contract CFR n° 171625. We are thankful to Chris Bean and an anonymous reviewer for their constructive comments.

◇6. MAPPING B-VALUES IN FRANCE USING TWO DIFFERENT MAGNITUDE RANGES : POSSIBLE NON POWER-LAW BEHAVIOR

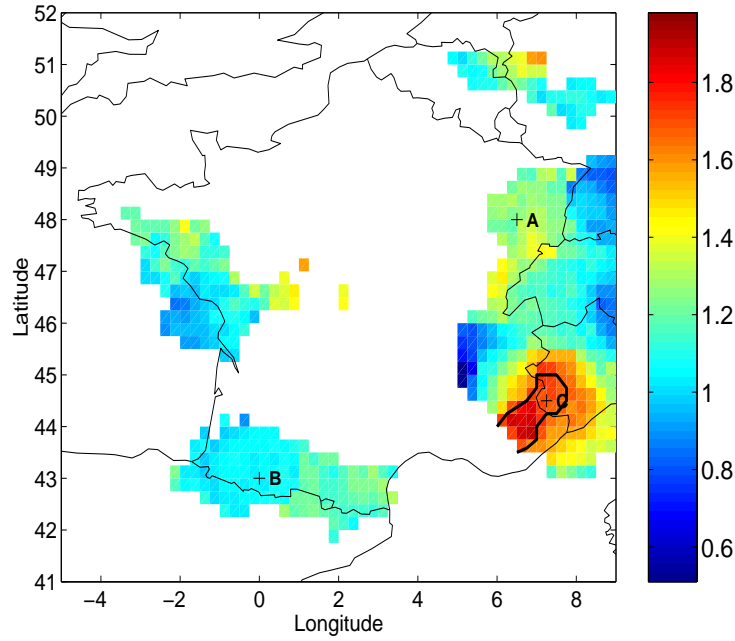


FIG. 6.2 – b -value map estimated with Weichert's method on the magnitude interval $[3.0-4.4]$, black thick line corresponds to the 1.7-isochrone, number of earthquakes used varies between 50 and 600.

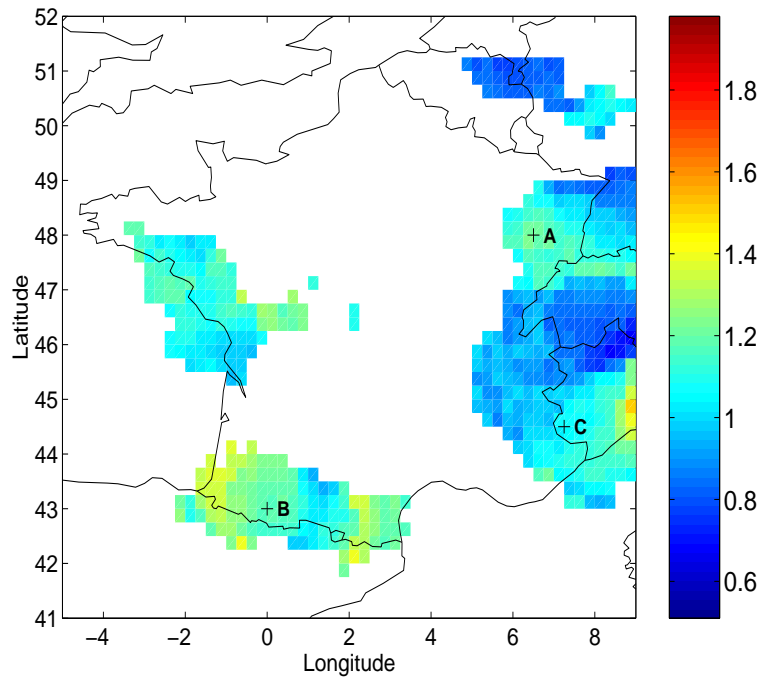


FIG. 6.3 – b -value map estimated with Weichert's method on the magnitude interval $M3.5+$, number of earthquakes varies between 25 and 250. Standard deviations of b are lower than 0.18.

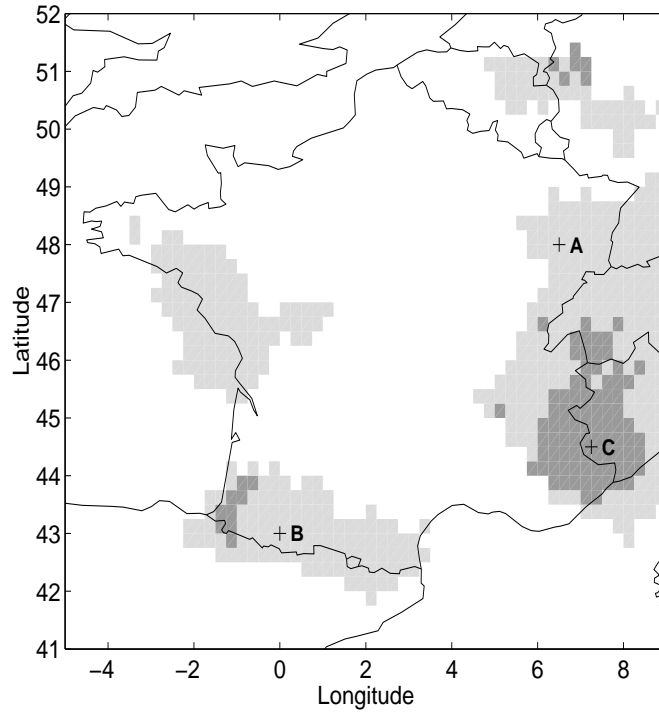


FIG. 6.4 – Results of applying at each grid point the method of Utsu (1992) to test the significance of b value differences at the 99% confidence limit. The individual b -value sets are displayed in 6.2 and 6.3 ; dark gray cells passed the test, light gray ones failed.

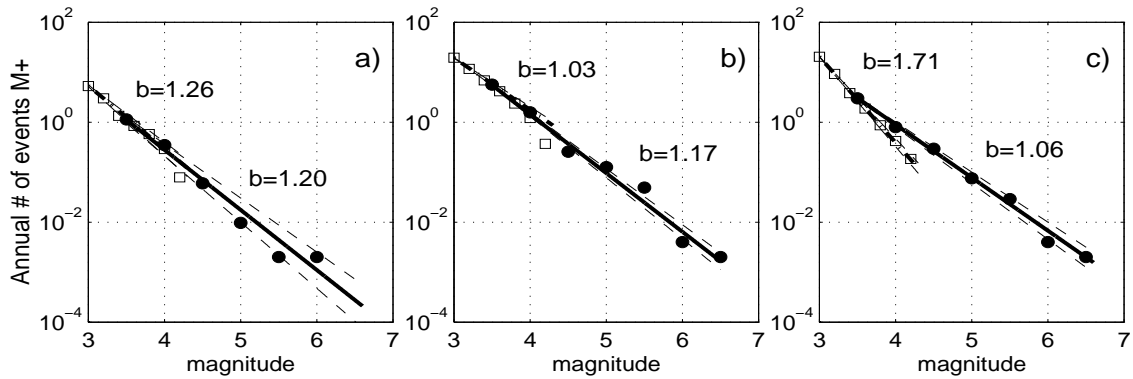


FIG. 6.5 – Cumulative Gutenberg-Richter plots for 2 different magnitude intervals, superimposed to cumulated observed annual rates, a) at location A (6.5,48) ; b) at location B (0,43) ; c) at location C (7.25,44.5).

◇6. MAPPING B-VALUES IN FRANCE USING TWO DIFFERENT MAGNITUDE
RANGES : POSSIBLE NON POWER-LAW BEHAVIOR

Chapitre 7.

Quantifying uncertainties in French PSHA

Abstract. The results of this study clearly identify four key parameters controlling the estimation of probabilistic seismic hazard assessment (PSHA) in France in the framework of Cornell-McGuire's method. Results at PGA demonstrate the equally high impact, at all return periods, of the choice of truncation of the predicted ground motions distribution (at $+2\sigma$) and of the choice between two different magnitude-intensity correlations. Interestingly, the choice of minimum magnitude [3.5 ;4.5] on hazard estimates can have an important impact at small return periods (<1000 years), whereas the maximum magnitude [6.5 ;7.0], on the other hand, is not a key parameter even at large return periods (10000 years). This hierarchy of impacts is maintained at lower frequencies down to 5 Hz. Below 5 Hz, the choice of the maximum magnitude has a much greater impact whilst the impact due to the choice of the minimum magnitude disappears. Moreover, variability due to catalogue uncertainties is also quantified : this uncertainty that underlies all hazard results can engender variability as high as the variability due to the controlling parameters. Parameter impacts, calculated at the centres of each source zone, show a linear trend with the seismicity models of the zone, demonstrating the lack of contributions coming from neighbouring zones. Indeed, the region of influence that contributes to the PSHA estimate at a given site decreases with increasing return periods. Although the overall variability in hazard estimates due to input uncertainty (COV between 10 and 20% at PGA) may be arbitrarily reduced by expert choices, better physical models may be needed before reliable PSHA estimates may be obtained.

7.1 Introduction

Probabilistic seismic hazard assessment (PSHA) usually does not receive the attention it deserves in the seismological community. PSHA studies are indeed often limited to sensitivity studies focused on predominantly two inputs : the seismotectonic zoning and the ground motion

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

attenuation relationship. Little effort is put into understanding the mechanics of the probabilistic computations, on clearly stating the parameters chosen and in quantifying the impact of such parameters on the final results. Consequently, results are very difficult to compare from one study to the next and the source of the differences is not easy to understand. However, probabilistic seismic hazard estimation is the basis for the establishment of seismic hazard maps and application of anti-seismic regulations. It is fundamental to understand its mechanics thoroughly in order to not only clearly define its limitations and uncertainties but also to propose new research to reduce the uncertainty. This study is an attempt to go in that direction.

Probabilistic seismic hazard assessment requires inputs and models that can bear great uncertainties. These uncertainties and their impacts on hazard results depend on the region of interest. This study concerns the French metropolitan area ; the objective is to quantify the impact on hazard estimations due to the choice of key parameters that are required by the probabilistic method of Cornell-McGuire (Cornell, 1968, McGuire, 1976). The majority of existing sensitivity studies in PSHA deal with the impact of the zoning (either considering different zoning or using soft boundaries, (Bender & Perkins, 1993) as well as with the impact of the attenuation relationship used (calculating hazard with different available attenuation relationships). In this study, we build on previous efforts and consider a single seismotectonic zoning and a single attenuation relationship. The reference seismotectonic zoning was elaborated by the AFPS-EPAS working group (working group of the French Association For Earthquake Engineering), composed of several experts from various fields : geology, geophysics, seismology, engineering (Autran et al., 1998). The attenuation relationship used in this study was derived from a European database (Berge-Thierry et al., 2003) and is the reference attenuation relationship for France in deterministic hazard studies.

The remaining uncertainties explored in this paper include : catalogue uncertainties concerning the magnitude and location determinations, the magnitude-intensity correlation used to compute historical magnitudes, the truncation of the ground motion probability density function, the minimum magnitude contributing to the hazard, and the maximum magnitudes that could occur in the source zones. Considering the large scatter of most attenuation relationships (Douglas, 2003), nearly all PSHA take into account the lognormal distribution. However, few studies address the problem of truncation of this distribution, although the consequences of no truncation both at small and large return periods have been evoked a long time ago (Reiter, 1990, Bender & Perkins, 1993). Similarly, very few sensitivity studies consider the choice of the minimum magnitude used in the PSHA calculations. The influence of this parameter on hazard estimation is not new (Reiter, 1990) and is tightly linked to the way the scatter of the attenuation relationship is taken into account. In this paper, the impact of the choice of the minimum magnitude is quantified for the French territory. At the other end of the magnitude range, the choice of the maximum magnitudes of the source zones, which is often addressed in PSHA

sensitivity studies (Giner et al., 2002, Rebez & Slejko, 2000), is also considered here.

In this study, hazard is computed at the centres of 17 selected source zones of the AFPS-EPAS zoning. We consider that these source zones contain a sufficient number of seismic data to estimate the recurrence parameters required by the probabilistic method. Concentrating only on 17 sites, we do not need to use maps and thus, representing variability results is easier : individual impacts of parameters can be compared between geographical sites and also between different return periods. Moreover, we show that impacts are related with the seismic characteristics of the source zones, leading to a better understanding of impact variability from one zone to the other.

The uncertainties in magnitude and location are explored through the generation of synthetic catalogues ; whereas to estimate individual parameter impacts, a reference set of parameters is first defined and parameters are modified one at a time. The percentage change due to each individual parameter variation is quantified. Reference and alternative values are carefully chosen to describe the most representative interval of possible values. Finally, the frequency dependence of the parameter impacts on hazard estimates is also computed.

7.2 Choice of probabilistic methodology

The following is a concise summary of the Cornell-McGuire's approach for probabilistic seismic hazard assessment (Cornell, 1968, McGuire, 1976).

The probabilistic estimation of seismic hazard at a site consists in computing the annual rate of occurrence of a ground motion parameter exceeding a specified level (hereafter called the target level A_T). The most common ground motion parameter, used in this study, is the acceleration. The annual rates of interest in hazard assessment range from 0.01 to 0.00001, but it is common to refer to the inverse of the annual rate, the return period (100 to 100000 years). However, it is important to recall that earthquakes occurrences are not assumed to be periodic but Poissonian. The annual rates of several target levels A_T are computed, so that for any return period of interest, the corresponding acceleration is deduced by interpolation.

The Cornell-McGuire method for the computation of rates of exceedance relies on four steps :

1. The sources of seismicity must be identified ; these sources are faults in regions where active faults can be delineated clearly (highly seismic regions) and areas in regions where active faults are poorly known. Limits of areas are drawn according to geological, geophysical or seismological homogeneous features. France shows diffuse intraplate seismicity therefore only source zones can be used. The zoning we use (Autran et al., 1998) proposes 39 zones for France and its frontiers along with an estimation of the average depth

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

of earthquakes for each source zone. Our study will focus only on the 17 most seismic zones (Figure 7.1).

2. Inside each source zone, the magnitude range of possible earthquakes and their corresponding annual rates of occurrence must be estimated. The truncated exponential Gutenberg-Richter model (McGuire & Arabasz, 1990) is used here. The seismic parameters (slope of the Gutenberg-Richter and the seismic rate) are calculated from the data, and the maximum magnitude is arbitrarily fixed.
3. An attenuation relationship is used to predict the acceleration engendered at the site by a seismic event of magnitude M and hypocentral distance R . The Berge-Thierry et al. (2003) attenuation relationship is used here. For each couple (M,R) , the relationship yields a normal probability density function (PDF) for logarithms of accelerations, with mean value $\log_{10}(A) = aM - \log_{10} R + bR + c$ and standard deviation σ ($a = 0.3118$, $b = -9.303e-4$, $c = 1.537$ and $\sigma_{\log_{10} A} = 0.2923$, for Peak Ground Accelerations at rock sites). This distribution is used to calculate the probability for the couple (M,R) to engender an acceleration exceeding the target A_T , integrating the normal distribution from $\log_{10} A_T$ to $+\infty$.
4. Finally, exceedance rates of all the existing couples (M,R) are summed.

In this study, annual rates are calculated for 80 accelerations between 30 and 3000 gal. Accelerations are then interpolated for return periods 100, 475, 1000, 10000 and 100000 years. Traditionally, 475 years is used for conventional buildings, while the return periods considered for nuclear safety can range from 1000 to 100000. Assuming that acceleration occurrences follow a Poissonian distribution, the annual rates λ are derived from the formula $P = 1 - \exp(-\lambda t)$, P being the probability of the occurrence of at least one acceleration higher than the target level over the time interval t . Thus, a return period of 475 years corresponds to the probability of 0.1 of exceeding at least once the acceleration level over 50 years.

7.3 Constructing the catalogue

The seismicity contained in the geographical window $[-6^\circ; 10^\circ]$ in longitude and $[41^\circ; 52^\circ]$ in latitude is considered (Figure 7.1). The seismic catalogue contains both instrumental and historical data. The homogeneous measure of earthquake size is the local magnitude M_L . The instrumental part of the catalogue is provided by the Laboratoire de Détection Géophysique (LDG; Nicolas et al. (1998)) and covers the time period [1962-1999]. The historical part of the catalogue covers the time period [1500-1961] and is extracted from the SisFrance database that gathers events from the last 1000 years. For the purpose of this study, we estimated magnitudes only for events that are described by at least three intensity classes (intensity III or

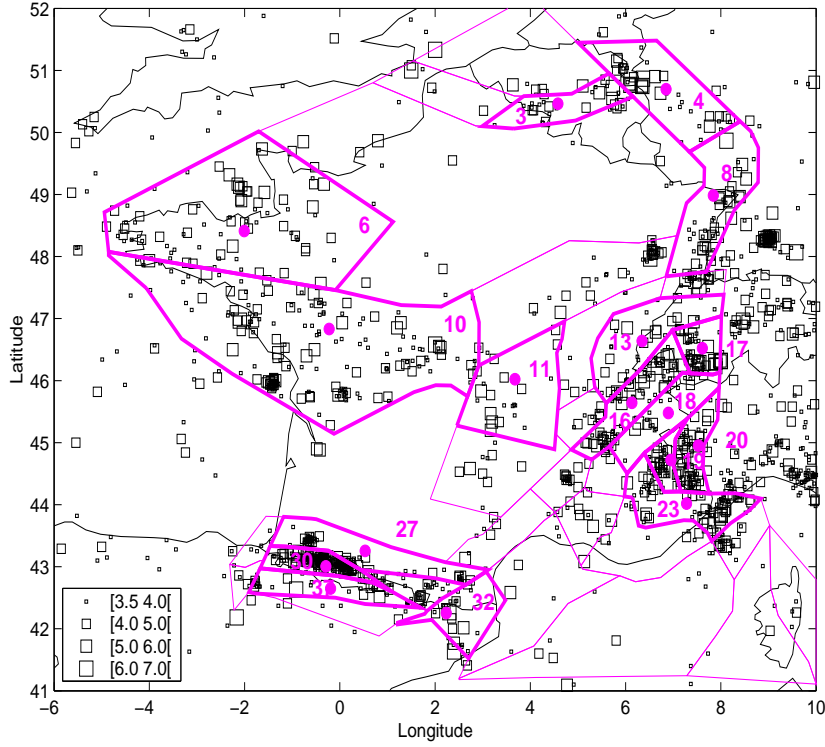


FIG. 7.1 – French seismic catalogue in the period [1356-1999]; magenta lines : AFPS-EPAS seismotectonic zoning, thick magenta lines : selected source zones (with index of source zones and sites.)

above, half degrees are used). For each event, average epicentral distances are computed for each intensity class based on assumed epicentral coordinates, given in the SisFrance database, and on all available individual observations. The poor quality observations or those affected by site effects were not considered. Then using the magnitude-intensity correlation, a magnitude for each intensity class is computed and the mean magnitude of all available intensity classes is then considered as the final magnitude for the event. At the moment two correlations are available. The coefficients of these intensity-magnitude correlations are derived by regression. The difference between the two correlations comes from the selection of events chosen for calibrating the M-I conversions. In the first correlation all events having both an instrumental magnitude and macroseismic intensities observations are considered (Levret et al., 1994). In the second correlation (Griot-Pommeray & Scotti, 2001) only a sub-set of the best-documented events is used for the calibration. The second correlation yields magnitudes higher than the first by 0.4 units on average. Therefore the two available catalogues have the instrumental part in common, but different historical magnitudes. In order to compute annual rates, it is necessary to estimate the periods of completeness adapted to each catalogue. For each interval of magni-

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

Interval	[3.5-4.4]	[4.5-4.9]	[5.0-5.4]	[5.5-5.9]	[6.0-6.4]	[6.5-...]
Period S	[1962-1999]	[1920-1999]	[1870-1999]	[1870-1999]	[1800-1999]	[1500-1999]
Period L	[1962-1999]	[1900-1999]	[1870-1999]	[1800-1999]	[1500-1999]	[1500-1999]

TAB. 7.1 – *Periods of completeness for different magnitude intervals for the two seismic catalogues (same instrumental part [1962-1999] but different historical magnitudes); S is the catalogue with Scotti magnitudes and L is the catalogue with Levret magnitudes.*

tude, the period of completeness is the time window in which the magnitudes are considered to be exhaustively and homogeneously reported (Table 7.1). There is an uncertainty on the determination of these time windows, this uncertainty being highest for magnitudes above 6.5 (very few events). The periods of completeness of this study rely on the Stepp's technique (1972) and a "linear" method, for which seismic rate is assumed to be constant and independent of time. In the "linear" method, cumulative numbers of events versus time are plotted for each magnitude interval and the last linear trend, which usually has the highest slope, is selected. These methods require large data sets, which may be available at a regional scale in the Alps and the Pyrenees, but not everywhere else. Therefore periods of completeness were only determined for the entire catalogue contained in the geographical window of Figure 7.1. Moreover, a recent study by Beauval & Scotti (2003a) showed that calculating the Gutenberg-Richter parameters including magnitudes lower than 3.5 yields anomalously high b-values in the Eastern parts of France. Building on the conclusions of this paper, we compute the seismic parameters on magnitudes 3.5 and above.

7.4 Selecting the seismic source zones and computing seismicity models

Subcatalogues are extracted for each source zone of the seismotectonic zoning scheme (Autran et al., 1998). The slope of recurrence curves (the b-value or β value) and seismicity rate are calculated using Weichert's method (1980). This method is a generalisation of the likelihood methods of Aki (1965), Utsu (1966) and Page (1968). It is able to handle annual rates estimated on different periods of time. The β value is chosen such that it maximizes the product of the probabilities of having observed each annual seismic rate. Estimated β values are less dependent than least-square methods upon the few events that make up the high magnitude intervals. For all zones, the magnitude range used is $[3.5-M_{max}^{observed}]$. Magnitudes are binned into 0.5 large magnitude intervals and used only within their completeness period.

Due to the scarcity of data, seismic parameters can be estimated reliably in only 17 of the

Zone	Nom	$\beta + \sigma(\beta)$	$\lambda + \sigma(\lambda)$	λ_{norm}	# events	Depth
3	Mons-Aix la Chapelle	2.11 ± 0.32	0.48 ± 0.15	0.50	23	10
4	Fossé rhénan inférieur	2.01 ± 0.23	0.74 ± 0.15	0.36	35	10
6	Massif armoricain Nord	1.73 ± 0.19	1.12 ± 0.14	0.15	55	20
8	Fossé rhénan supérieur	1.33 ± 0.22	0.37 ± 0.13	0.19	22	10
10	Massif armoricain Sud	2.18 ± 0.12	3.24 ± 0.15	0.33	147	15
11	Limagnes	1.80 ± 0.34	0.28 ± 0.14	0.11	14	10
13	Jura	1.87 ± 0.32	0.46 ± 0.14	0.25	22	5
16	Pré-Alpes et pennique suisse	1.97 ± 0.20	1.27 ± 0.15	1.00	59	10
17	Région du Valais	1.66 ± 0.18	0.87 ± 0.14	1.48	45	10
18	MCE- Front pennique Nord	2.16 ± 0.37	0.47 ± 0.15	0.35	21	10
19	MCE- Front pennique Sud	1.58 ± 0.26	0.53 ± 0.14	1.34	27	10
20	Ivrea Sesia	1.84 ± 0.20	1.13 ± 0.14	1.44	54	15
23	Chaînes subalpines méridionales	1.98 ± 0.16	1.39 ± 0.15	0.98	66	10
27	Pyrénées Nord	3.09 ± 0.33	1.51 ± 0.16	0.95	61	10
30	Pyrénées Occidentales Nord	2.29 ± 0.12	4.13 ± 0.15	6.16	183	15
32	Pyrénées Orientales	2.21 ± 0.36	0.40 ± 0.15	0.36	18	10
37	Pyrénées Sud	2.35 ± 0.33	0.69 ± 0.15	0.67	30	10

TAB. 7.2 – *Seismic parameters for the 17 selected source zones, estimated with Weichert’s method (1980); β is the slope of the Gutenberg-Richter and λ is the cumulative annual rate above magnitude 3.5; λ_{norm} is normalized to a $100 \times 100 \text{ km}^2$ area with corresponding depths (km).*

39 source zones of the AFPS-EPAS zoning (Figure 7.1 and Table 7.2). For these 17 zones, the number of events used varies between 14 and 183. The standard deviation of β , as calculated by Weichert, is between 0.12 and 0.4. In the remaining 22 source zones, 15 have less than 10 events and 7 concentrate all the magnitudes in the magnitude bin [3.5-4.0]. The standard deviation of β in these rejected source zones is larger than 0.4 and the seismic parameters are therefore considered to be unreliable.

7.5 Probabilistic computations and quantification of impacts

The hazard and the uncertainties are estimated in this study only at the centres of the 17 source zones (coordinates of centres are simply calculated from maximum and minimum latitude and longitude coordinates of the source zones apexes). As explained in the introduction, neither alternative zoning schemes nor alternative attenuation relationships will be considered here. Following Beauval & Scotti (2003a,b), computations of seismicity parameters are based on the behaviour of M 3.5 and above (see Table 7.1). These results deal with PGA acceleration (Peak Ground Motion); comparisons with results at 3 other frequencies (1, 2 and 5 Hz) are

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

discussed at the end.

For all individual impacts, the same reference set of "conservative" parameter values is used : (i) seismic parameters are computed using the most conservative M-I correlation, (ii) hazard computations are performed from minimum magnitude 3.5, (iii) with no truncation of the lognormal distribution of ground motion, as done in the recent study for the revision of the French seismic zoning (Martin et al., 2002b,a) ; and (iv) finally, maximum magnitude is fixed at 7.0 for all source zones because it is the maximum magnitude computed in the historical catalogues. Maximum magnitude is the unique parameter that should vary with the source zone. However it is very difficult to assess and for these impact analyses the same maximum magnitude is attributed to all zones. The impact (or variability) is measured as the difference between the reference hazard value and the newly computed one, changing one parameter at a time. Differences are normalised by reference hazard values and expressed in percentage. The reference set is always more conservative than the alternative ones. Impacts are thus positive normalised differences.

7.5.1 Modelling uncertainties due to magnitude and location determination

All seismic catalogues are affected by uncertainties in both magnitude and location estimates. On the one hand, the historical intensities rely on interpreted written descriptions of the effects of earthquakes on people and buildings. On the other hand, the instrumental events often are attributed different magnitudes and locations, depending on the institution. In order to take these uncertainties into account, we first model catalogue uncertainties for each seismic event and then use synthetic catalogues to study the impact of such uncertainties on hazard estimates.

Monte Carlo simulations

The errors on magnitude and location determinations are modelled by three probability density functions (PDF). Synthetic catalogues are generated through a Monte Carlo process : each event is assigned a new magnitude and new geographical coordinates picked in their PDF. A uniform distribution is attributed to historical magnitudes (example on Figure 7.2b). For an historical event, as explained in the data section, a magnitude is calculated for each intensity class with an intensity-magnitude correlation : the minimum and the maximum magnitudes obtained are used as minimum and maximum thresholds for the uniform PDF. The width distribution for the uniform PDF shows that the average is around one magnitude unit (Figure 7.2d). A gaussian distribution centred on the original magnitude, models the error on instrumental magnitude (example on Figure 7.2a). The standard deviation is the error reported in the LDG

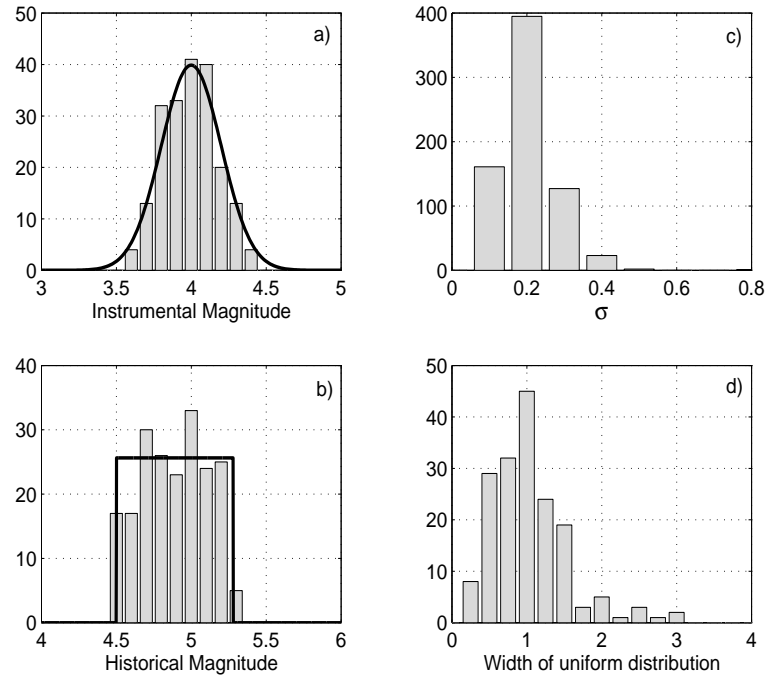


FIG. 7.2 – a) and b) : Example of 200 magnitudes picked with Monte Carlo in the PDF (black curve), a) Instrumental magnitude : PDF is centred on the original instrumental $M = 4.0$ and with $\sigma = 0.2$, b) Historical magnitude : PDF is a uniform distribution ; c) Distribution of the σ of the instrumental magnitude used ; d) Distribution of the widths of the uniform PDF of the historical magnitude used.

instrumental catalogue. Standard deviations are around 0.2 on average (Figure 7.2b). The errors on latitude and longitude coordinates are also modelled by gaussian distributions centred on the original values. The instrumental coordinates and the historical ones referenced with a location quality A in the SisFrance database (15% of historical events) are attributed a 5 km standard deviation. Attributed standard deviation is 10 km for historical locations of quality B events (25%), 20 km for quality C (22%) and 50 km for quality D (38%) events.

Generating N synthetic catalogues, the subcatalogs of the source zones are extracted N times, N sets of seismic parameters are obtained for each source zone and N hazard values are calculated at each site. Figure 7.3 displays, as an example, the resulting Gutenberg-Richter curves for the Jura zone (grey curves) together with the corresponding distributions for both seismic parameters. Although we used $N=200$, which is sufficiently large to obtain results with a representative variability, variability is contained within one standard deviation of β , as calculated by Weichert's method on the original catalogue (black lines). Additional variability may have been obtained if completeness period could have been automatically computed for each synthetic catalogue.

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

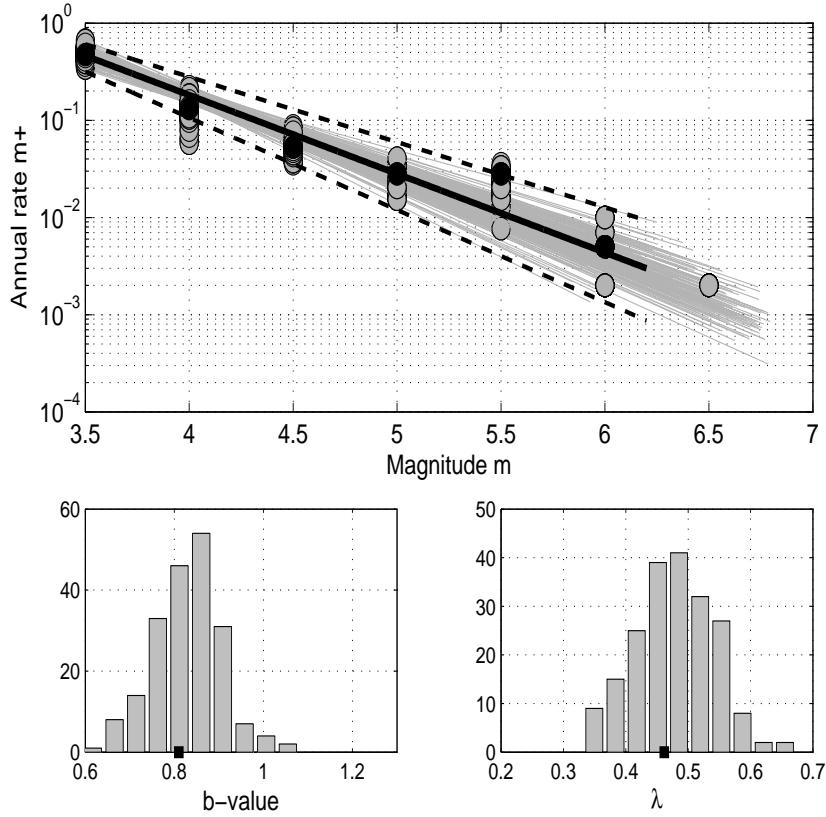


FIG. 7.3 – *Example of Monte Carlo results on seismic parameters for the Jura source zone (n°13). Upper panel, plain circles : observed annual rates, lines : récurrence curves ; black colour refers to the original catalogue (dashed lines take into account standard deviations of β and λ ; grey colour refer to the 200 synthetic catalogues. Lower panel, left : distribution of the 200 b-values ($b = \beta / \ln 10$), right : distribution of the 200 seismic rates ($M \geq 3.5$).*

Results

At each site, a distribution of 200 accelerations is obtained for each return period. The dispersion of the distribution, or the variability of hazard estimation due to catalogue uncertainties, is quantified by calculating the coefficient of variation ($\text{COV} = \text{standard deviation} / \text{mean}$). Results are displayed on Figure 7.4. COV vary between 2 and 17%, depending on the site and the return period. The COV is directly linked to the number of events used (Table 7.2) ; the higher the number of events, the lower the coefficient of variation (the more stable the hazard results). Lowest COV are obtained for sites in source zones 10 and 30 ($\leq 5\%$), which contain the highest number of events. Furthermore, COV values increase with increasing return period (the increase is however small). This is due to the fact that for the same change in the b-value, the resulting difference in recurrence rates increases with magnitude. Uncertainties on magni-

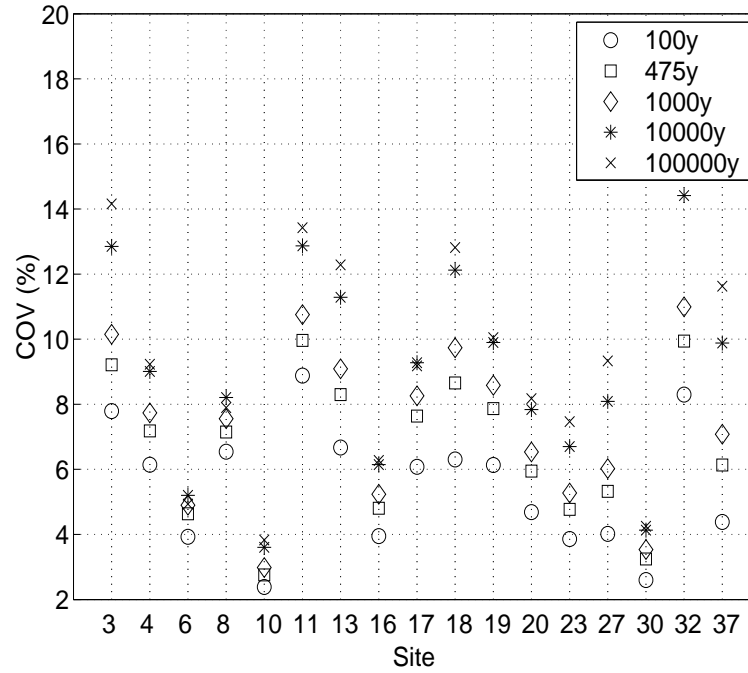


FIG. 7.4 – *Coefficients of variation (standard deviation divided by mean) of hazard estimations due to uncertainties on magnitude and location determinations. Hazard has been computed at the centres of the 17 source zones for 5 return periods.*

tude and location determination of past events can hardly be reduced. Thus the variability on hazard results due to catalogue uncertainties ($2\% \leq \text{COV} \leq 17\%$) is the minimum variability of any hazard calculation.

7.5.2 On the choice of a Magnitude-Intensity correlation

Figure 7.5 shows the variability on hazard results due to a change in the M-I correlation, calculated for each site (magenta curves). Each curve corresponds to a different return period ; the thicker the curve, the higher the return period. Accelerations are interpolated for return periods 100, 475, 1000, 10000 and 100000 years. The impact of the choice of the magnitude-intensity correlation ranges between 2 and 34% depending on the site but does not significantly vary with the return period. Highest impacts are obtained for sites in zone 6, 11 and 19 (23%, 34% and 24%). The explanation for the different impacts between sites appears clearly on Figure 7.6. Impacts at 475 years are plotted as a function of the number of events in the instrumental magnitude bin [3.5-4.5[divided by the total number of events used. A high coefficient corresponds to a high proportion of small instrumental magnitudes. Seismic parameters of source zones 6, 11 and 19, are computed on subcatalogues containing respectively 57, 59 and 66%

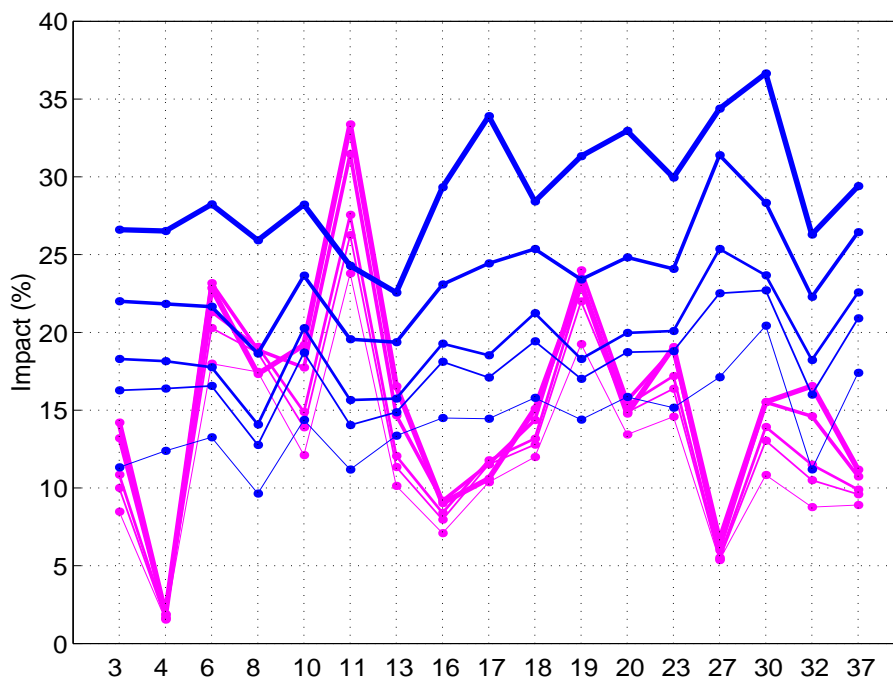


FIG. 7.5 – *Impacts on hazard estimates of two parameters at the 17 sites. The thicker the line, the higher the return period (100y, 475y, 1000y, 10000y, and 100000y). Magenta points : impacts of the choice of the magnitude-intensity correlation. Blue points : impacts of the decision of truncating the predicted ground motion distribution at $+2\sigma$.*

magnitudes between 3.5 and 4.5, and show a higher impact compared with that of source zones 4, 16, and 27 (smallest impacts, $\leq 9\%$), which are computed on subcatalogs containing respectively 80, 80 and 93% magnitudes between 3.5 and 4.5. This result is not surprising, since the choice of the magnitude-intensity correlation only affects historical magnitudes and instrumental magnitudes higher than 4.5 are not numerous. Thus, in zones where seismicity models are controlled by a high number of instrumental events, the impact of a magnitude-intensity correlation choice will be less important.

7.5.3 On the choice of truncating the PDF distribution modelling ground motion dispersion

A magnitude-distance couple may produce different ground motions : this dispersion is real and must be considered. In the Cornell-McGuire probabilistic method, this dispersion is taken into account when computing the probabilities of exceedance of target ground motions. The coefficients of the attenuation relationship used in this study are calculated by regression on the accelerograms of a database made of 83% records coming from Europe and 17% from

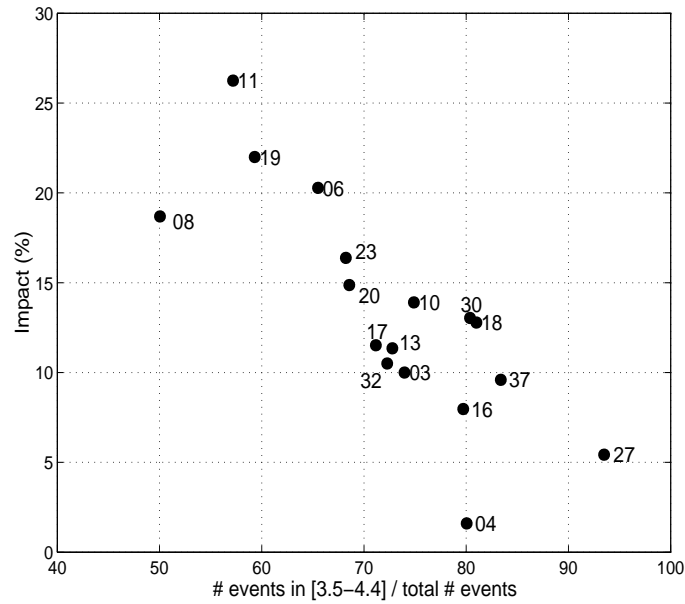


FIG. 7.6 – *Impacts of the choice of the M-I correlation at 475y, at the 17 sites, versus proportion of magnitudes [3.5-4.5] in the subcatalogues of the source zones.*

California (Berge-Thierry et al., 2003). Thus many sources, propagation paths and site effects are mixed, leading to a great scatter. Sites effects classifications are indeed rather crude and a precise description of the soil beneath the seismological stations is often not available. Furthermore, in this attenuation relationship, the standard deviation is calculated as a function of frequency (variation is small) but not as a function of magnitude.

The current way of taking into account in the hazard calculation the dispersion on ground motion has strong drawbacks. Early at the beginning of the 90s, Reiter's book on PSHA (1990) was evoking the consequences of the use of the lognormal distribution to compute probabilities of exceedance. Indeed, the very low likelihood accelerations in the tails of the distributions can significantly contribute in the seismic hazard estimations, when corresponding to high likelihood magnitudes. The choice of the minimum magnitude thus can be of outmost importance. Some studies solve the problem by truncating the lognormal distribution, usually at a certain number of standard deviations above the mean (Abrahamson, 2000). In such cases, the accelerations with very small likelihood of occurrence can no longer contribute to the hazard. The result is a reduction of seismic hazard at all return periods. However there is no physical reason why ground motion upper bounds for all couples magnitude-distance should be at the same percentage above the median (Bommer, 2002). This way of truncating doesn't rely on any physical basis; the consequence is that there is no consensus on how much the lognormal distribution should be truncated. Reiter (1990) deals with truncations from 2.5σ to 4.5σ . Anderson & Brune

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

(1999a) use a cut off at 3σ . Abrahamson (2000) proposes a cut off at 2 or 3σ showing with statistical techniques that the data do not follow a lognormal distribution above 2σ . He clearly rejects truncation at 1σ which would imply an underestimation of hazard. This problem of truncating or not the attenuation relationship and how much is often not addressed in current PSHA studies, even in sensitivity studies.

The impact of the decision to truncate the predictions of the attenuation relationship is here quantified by calculating the difference between no truncation and cut off at $+2\sigma$. Results are displayed on Figure 7.5 (blue curves). The higher the return period, the higher the impact of the PDF truncation, for all sites. Deciding to reject ground motions above 2σ produces a reduction in the hazard estimates of 10-20% for a 100y return period and of 23-37% for 100 000y. Impacts are quite stable from one site to the other. The contributions of the low likelihood motions (the chance of exceeding 2σ is 2.28%) to hazard estimates are thus very important.

7.5.4 On the choice of minimum magnitude (M_{min})

Once the seismic parameters are calculated, one has to decide the minimum magnitude that will contribute to the hazard. This magnitude is not linked to the magnitude range used to compute the Gutenberg-Richter parameters. It should be the minimum magnitude producing "significant" ground motions. Increasing M_{min} narrows the magnitude range contributing to the hazard, thus the hazard may be reduced. It is often thought to be of small significance because it deals with events that are the least likely to produce significant ground motions. On the contrary, its impact on hazard estimations may be important, due to the way of computing probabilities of exceedance. Small magnitudes can contribute largely, counterbalancing their small probabilities of exceedance by their high annual rates. Although this problem has been raised more than 10 years ago (Benjamin & Associates, 1989, Bender & Campbell, 1989, Reiter, 1990, Bender & Perkins, 1993), most PSHA studies do not even precise the minimum magnitude used. However, following Bender & Perkins (1993), Grünthal & Wahlström (2001) have shown on a site in the lower Rhine embayment that minimum magnitude influences hazard results at small return periods, superimposing hazard curves calculated with a minimum magnitude of 3.5, 4.0 and 4.5. Here we quantify the impact of the choice of minimum magnitude at the 17 sites, comparing minimum magnitude 3.5 and 4.5. A minimum magnitude of 4.5 is used in all USGS national seismic hazard maps (Frankel, 1995); whereas [3.5-4.0] is the magnitude range of minimum magnitudes used in the revision of the French zoning (Martin et al., 2002a).

Results are displayed on Figure 7.7 (black curves). Again, the thicker the curve, the higher is the return period. As expected, the impact of the minimum magnitude on hazard results is decreasing with increasing return periods. Ground motion thresholds increase with increasing return periods, and the contribution to the annual rates coming from small magnitudes

decreases. Furthermore, the influence of M_{min} is highly site dependent. For 100y, the impact can be very high, reaching 39 and 35% in zones 3 and 32. For the same return period, the lowest impacts ($\leq 10\%$) are found in the Alps zones 17, 19 and 20. Beyond return period 1000y, the choice of a minimum magnitude between 3.5 and 4.5 doesn't influence anymore the hazard : for return periods 10000 and 100000 years, all impacts (except for zone 27) are between 0 and 5%.

The influence of M_{min} is in fact linked to the slope of the Gutenberg-Richter. Plotting the impacts versus the slopes of the Gutenberg-Richter reveals roughly a linear trend (Figure 7.8). The sites with the higher β value (or steeper recurrence slopes) show the higher sensitivity to the choice of a minimum magnitude. This trend is logical, as β represents the proportion of small and large magnitudes : high β implies a relatively higher proportion of small earthquakes than a low β . The Pyrenees zone 27 shows the highest impact at 10000 and 100000 years because the β value of this zone is particularly high (3.1). The subcatalog of this zone indeed contains 93% of magnitudes in the interval [3.5-4.5] (Figure 7.6). Moreover, the annual seismic rates (normalised to a 100x100 km^2 surface, Table 7.2) of each source zone are indicated by the colour bar. For comparable slopes, the impact decreases with increasing seismic rate ; thus the choice of the minimum magnitude is more crucial in moderate seismic regions than in high seismic regions. The same tendency is obtained with the 100 year return period.

7.5.5 On the choice of maximum magnitude (M_{max})

Contrary to the minimum magnitude, all sensitivity studies in PSHA address hazard variability due to the choice of the maximum magnitude. In contrast to the lower bound magnitude, maximum magnitude is zone specific and corresponds to the maximum magnitude that can occur inside a source zone. Estimating the maximum possible magnitude in the seismotectonic source zones (using fault length or estimated slip and displacement of paleoseismic events) is difficult, active faults are poorly known in an intraplate environment such as France. This maximum magnitude may not be linked to the magnitude range used to compute the Gutenberg-Richter parameters. In the reference data set, M_{max} is 7.0 for all zones, corresponding to the maximum magnitudes of the historical catalogues. The impact of M_{max} is estimated decreasing M_{max} from 7.0 to 6.5. As shown previously (Figure 7.2), uncertainties on historical magnitudes are large (0.5 degree on average if considering half widths of uniform distributions). When changing the upper bound magnitude, we keep the cumulative seismicity rate of the minimum magnitude constant. Changing the upper bound magnitude has very little effect on the rates of smaller earthquakes because they are much more numerous.

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

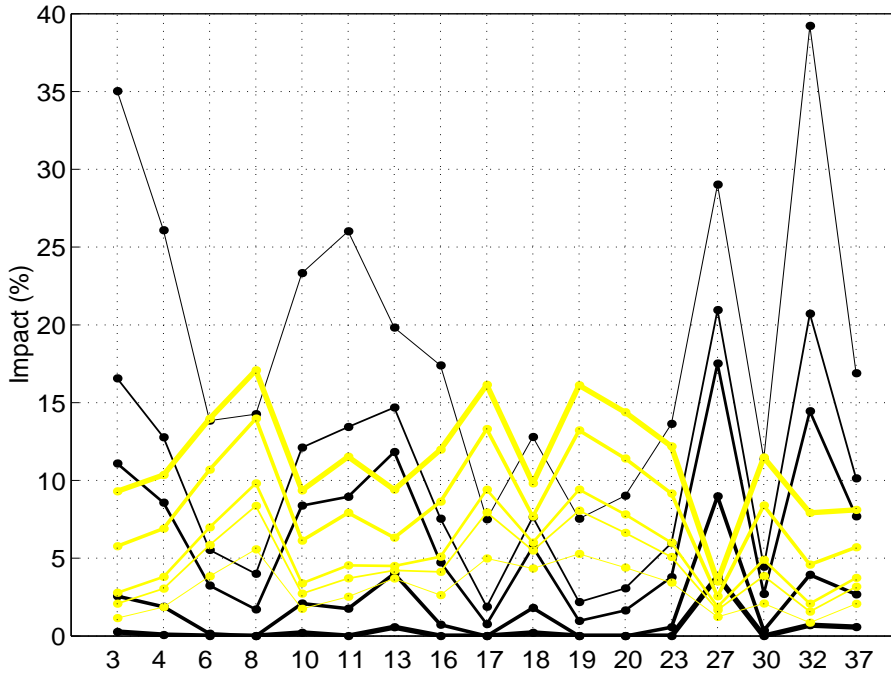


FIG. 7.7 – Impacts on hazard estimates of minimum and maximum magnitudes at the 17 sites. The thicker the line, the higher the return period (100y, 475y, 1000y, 10000y, and 100000y). Black points : impacts of the choice of M_{min} (3.5/4.5). Yellow points : impacts of the choice of M_{max} (6.5/7.0).

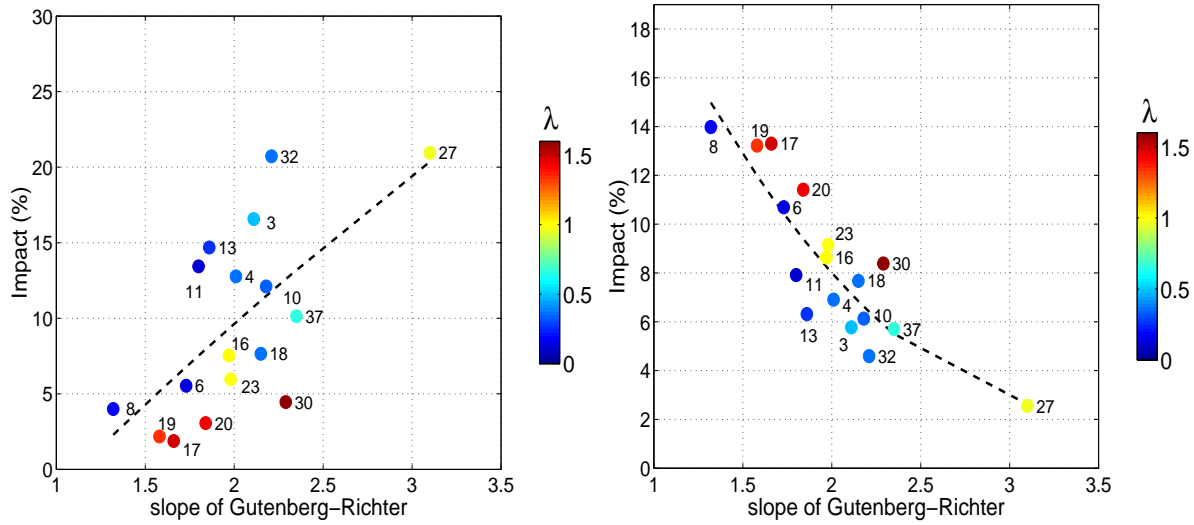


FIG. 7.8 – Left, impacts of the choice of M_{min} , at the 17 sites, versus GR slopes of the source zones, hazards correspond to 475y. Right, impacts of the choice of M_{max} , at the 17 sites, versus GR slopes of the source zones, hazard correspond to 10000y. Note the scale difference.

The influence of maximum magnitude (Figure 7.7, yellow curves) shows a trend opposite to that of the minimum magnitude : with increasing return period, the influence of the maximum magnitude on hazard results increases. At small return periods ($\leq 1000y$), the variability due to the choice of the maximum magnitude stays below 10%. Maximum influence is reached for return period 100000y in zones 8, 17, and 19 with 16%. The graph of Figure 7.8 shows the distribution of impacts versus the slopes of Gutenberg-Richter for the 10000 year return period. The same tendency is obtained with the return period 100000y. The higher the slope, the lower the impact of the choice of M_{max} , therefore opposite to the trend observed for the M_{min} impacts. When the slope of the Gutenberg-Richter increases, the proportion of high magnitudes versus small magnitudes decreases. Therefore, the contribution to the seismic hazard of the high magnitude range $[5.0- M_{max}]$ decreases. Furthermore, on the contrary to M_{min} impacts, for comparable slopes, impacts increase with increasing seismic rates. The choice of maximum magnitude is therefore more crucial in high seismic regions than in moderate seismic ones.

These calculations show the small contribution of the high magnitude range to the estimation of hazard, even at very large return periods, in a moderate seismicity region such as France. Proper maximum magnitudes should be estimated for each zone on geological, seismological and geophysical features ; however this test quantifies the impact of maximum magnitude and shows that this parameter is not the controlling parameter in French PSHA, when considering the PGA.

7.5.6 Radius of influence of hazard estimates

The clear tendencies obtained between parameter impacts computed at the centers of the source zones and the seismic inputs of these zones indicates that hazard contributions come mainly from magnitude-distance couples inside the source zones as shown on Figure 7.9 where for each site the maximum distance $D_{98\%}$ necessary to accumulate 98% of the contributions is computed at 475 and 10000 years return period.

7.5.7 Overall variability

A logic tree can be constructed to compute the overall variability at each site : intermediate values in the parameter intervals explored in individual studies are selected and the hazard computation is performed for all possible combinations of parameters. Thus, explored minimum magnitudes are (3.5 ; 3.7 ; 3.9 ; 4.1 ; 4.3 ; 4.5) ; explored number of standard deviations for truncation are (2 ; 2.3 ; 2.7 ; 3.0 ; ∞) and explored maximum magnitudes are (6.5 ; 6.75 ; 7.0). These intermediate values are necessary to get a smooth hazard distribution. Two M-I correlations are used, therefore 180 hazard values are computed at each site. An example of such a

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

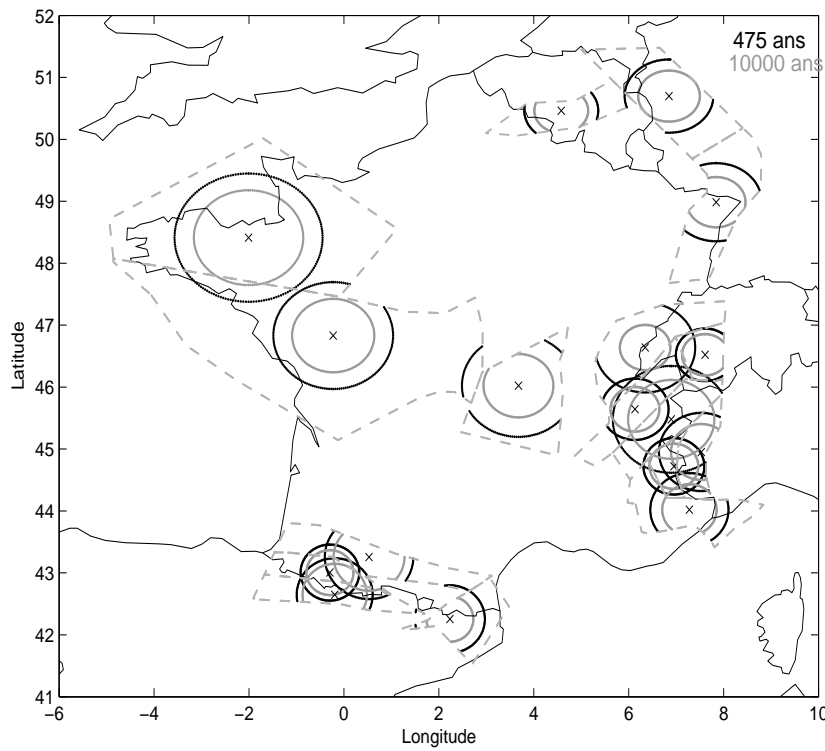


FIG. 7.9 – Maximum distance necessary at each site for reaching 98% of the hazard contributions, for the PGA and at return periods 475 years (black circles) and 10000 years (grey circles).

distribution is displayed on Figure 7.10 for the site in zone 16. Results may be represented with mean, maximum, minimum and percentiles, as shown on Figure 7.11. Furthermore, to each hazard value is associated a catalogue uncertainty (due to magnitude and location determination) calculated previously. The standard deviation characterizing catalogue uncertainties is thus added to the minimum and maximum hazard values, at each return period, in order to get the full variability. Such a representation may be obtained at all sites and enables to estimate the range of possible PGA values for any return period between 100 and 100000y. In order to quantify the overall variability, the coefficient of variation ($COV = \text{standard deviation of distribution} / \text{mean}$ and expressed in percentage) is calculated for each site at the 5 return periods : values vary mainly between 10 and 20%.

7.5.8 Impacts as a function of frequency

The results presented till now deal with the acceleration at frequency 34 Hz (PGA). We have performed the same computations for frequencies 1, 2 and 5 Hz. At 5 Hz, the impacts

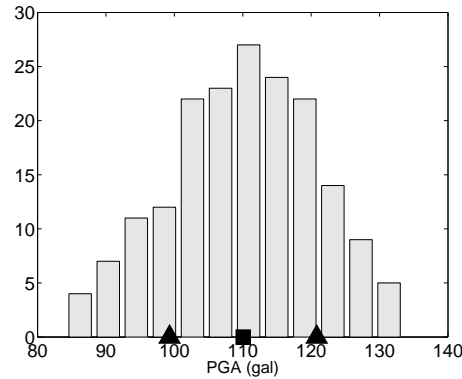


FIG. 7.10 – Distribution of 180 acceleration values for 100y return period, resulting from the logic tree and computed at the centre of source zone 16 ; square and triangles : mean and standard deviation of distribution.

and their hierarchy are very similar to results at PGA. At 2 Hz however, important differences appear that enlarge at 1 Hz : while minimum magnitude does not play a role anymore whatever the period, impacts of correlation and truncation increase significantly. But above all, the impact of maximum magnitude increases, reaching the level of both correlation and truncation impacts at 10000y. Individual impacts of minimum and maximum magnitudes, at the 5 considered return periods, are displayed on Figure 7.12 for frequency 1 Hz. The understanding of the changes in maximum magnitude impacts at 34 Hz and 1 Hz is straightforward when performing magnitude deaggregation : Figure 7.13 shows distributions of contributions in magnitude for both frequencies at one example site (left panels). At 34 Hz, contributions come from the whole range of magnitude, while at 1 Hz, contributions mainly come from the upper range of magnitude. Deaggregation in distance (right panels) indicates that contributions at 1 Hz come from larger distances than at PGA. Furthermore, on the Figure 7.14 are displayed the logic tree results for the return period 10000y at the four considered frequencies. Values corresponding to frequencies 2, 5 and 34 Hz are multiplied by a coefficient so that the mean value of each distribution equals the mean value of distribution at 1 Hz (see the legend). Percentages correspond to differences between maximum and minimum values, normalized by maximum value. As expected from individual impacts studies, variability increases with decreasing frequencies (40% at PGA and 60% at 1 Hz).

7.6 Discussion and conclusions

The hierarchy of the impacts of the 4 parameters changes from one site to the next, but global tendencies can be drawn (Figure 7.15). Results at 475y are representative of small return

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

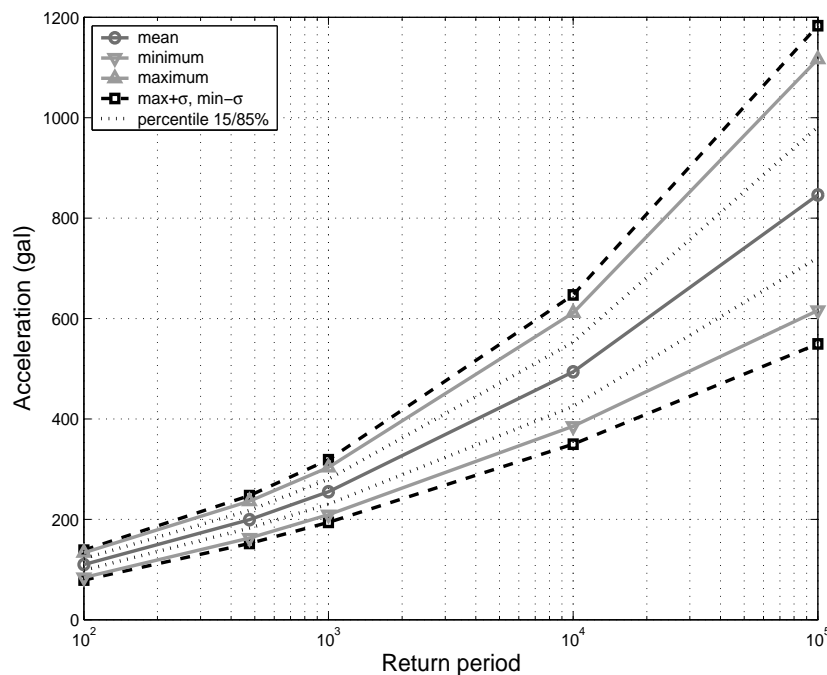


FIG. 7.11 – Results of the logic tree, considering all possible combinations of the 4 parameters, at the centre of source zone 16. Computations have been performed for the 5 return periods 10^2 , 475, 10^3 , 10^4 and 10^5 years. Results can be roughly approximated at intermediate return periods. Standard deviation σ due to catalogue uncertainties, is added to both minimum and maximum hazard values.

periods (≤ 1000 y), whereas results at 10^4 y are representative of large return periods (> 1000 y). Catalogue uncertainties are also superimposed on the impacts of the other 4 parameters shown in Figure 7.15. The variability of catalogue uncertainty is here quantified through the coefficient $[2\sigma/(\mu + \sigma)]$, with σ and μ the standard deviation and mean of the gaussian distribution respectively.

The following main conclusions can be drawn :

- Catalogue uncertainties that underlay all hazard results can engender variability as high as the variability due to the controlling parameters.
- The minimum magnitude can greatly influence the estimation of hazard at small return period ; however, hazard estimations at large return periods or at low frequencies are not affected by this choice.
- The choices of an M-I correlation and of the truncation of the predicted ground motion distribution are key parameters in hazard estimation at all return periods and their impact increases with decreasing frequency.
- The choice of the maximum magnitude has a relatively small impact on PGA hazard

estimations, even for very large return periods but becomes a key parameter at lower frequencies (<5 Hz).

Given such a hierarchy of impacts, clearly, French PSHA studies should carefully select values for these parameters in order to minimize biases in the calculations. Hazard should be computed from a minimum magnitude of 4.0 (in the nuclear safety community a minimum magnitude of 5.0 is usually used). The database from which the Berge-Thierry attenuation relationship is derived, for example, does not contain events with magnitudes lower than 4.0. Using this relationship to predict ground motions of magnitudes $[3.5-4.0[$ implies extrapolating the relationship. No consensus exists on how much the probability functions predicted by the attenuation relationship should be truncated. Hazard should therefore be estimated by testing several truncation levels, until physical models are proposed that may allow to estimate upper bounds to ground motions (see Restrepo-Velez & Bommer (2003) for example). Bakun and Scotti (2003) are currently working on improving the M-I correlation by considering regional intensity attenuation relationship for the French metropolitan territory. Results from this work will hopefully reduce the M-I conversion uncertainty. Finally, results show that reductions of maximum magnitudes from values of 7.0 to 6.5 produces reductions in the hazard estimates that are less than half the reductions due to the decision of truncating the predicted ground motion distribution at 2 standard deviation. This holds at all return periods and frequencies down to 5 Hz. However these results cannot be generalized for lower frequencies where the estimate of maximum magnitudes becomes as important as the truncation of the attenuation relationship. Geological considerations accompanied by statistical studies on seismic catalogues (for example Pisarenko et al. (1996)) become important to specify the upper bound of the magnitude range. Although the overall variability in hazard estimates due to these four parameter choices (COV between 10 and 20% at PGA) may be arbitrarily reduced by expert choices, better physical models, may be needed before reliable PSHA estimates may be obtained. Seis-motectonic zones are a very crude representation of "source" zones, attenuation models are all weakly constrained in the near-site region and their predicted dispersions may be wrongly overestimated (Anderson & Brune, 1999b). Furthermore, if quantifications of impacts at each site can approximately be extrapolated to the whole zone, this study does not give any estimation of uncertainties on hazard outside the source zones. In these weak seismicity regions where large earthquakes have occurred in the past (Figure 7.1), the uncertainty on hazard estimates is very large. A completely different study should be led for its quantification.

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

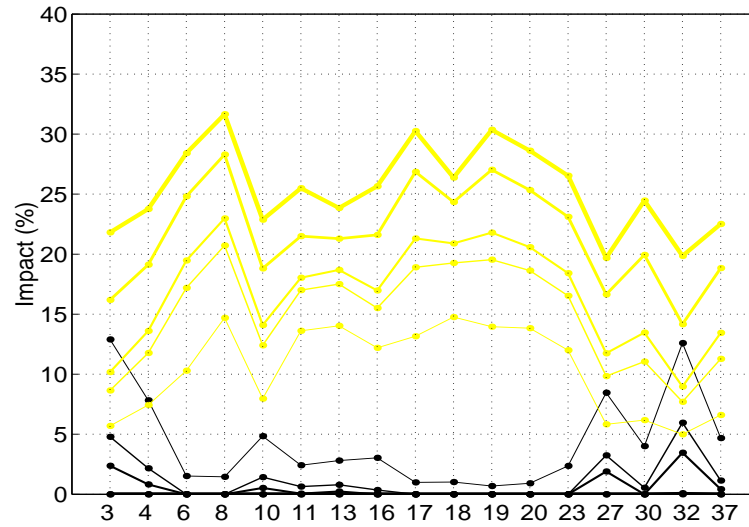


FIG. 7.12 – Impacts on hazard estimates of M_{min} and M_{max} for frequency **1 Hz** at the 17 sites. The thicker the line, the higher the return period (100y, 475y, 1000y, 10000y, and 100000y). Black points : impacts of the choice of M_{min} (3.5/4.5). Yellow points : impacts of the choice of M_{max} (6.5/7.0).

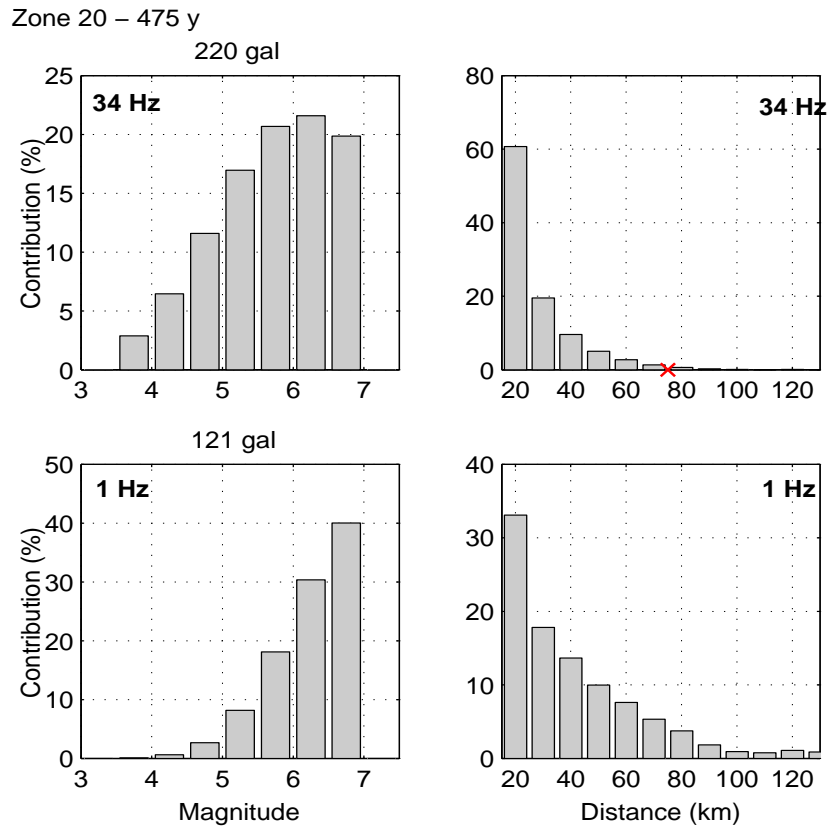


FIG. 7.13 – Deaggregation for two different frequencies (PGA and 1 Hz), for 475y return period and site 20; Left : magnitude distribution of contributions; Right : distance distribution of contributions; red cross corresponds to $D_{98\%}$.

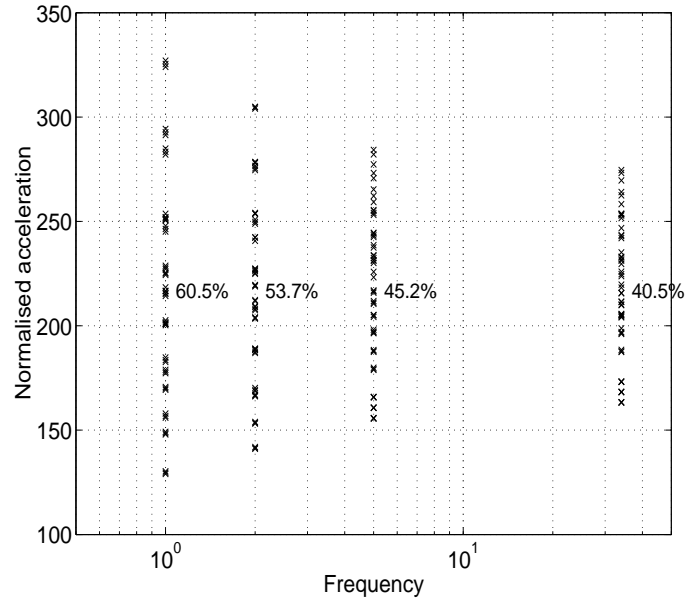


FIG. 7.14 – Accelerations calculated at frequencies 1, 2, 5 and 34 Hz (PGA), for a 10000y return period, exploring all parameters combinations of the logic tree, at the centre of zone 30. For each distribution at frequencies 2, 5 and 34 Hz, values have been multiplied by the coefficient : m_i/m_1 , with respectively m_i and m_1 the means of distributions at frequencies i and 1 Hz. Percentages quantify variability (difference between minimum and maximum values divided by maximum value).

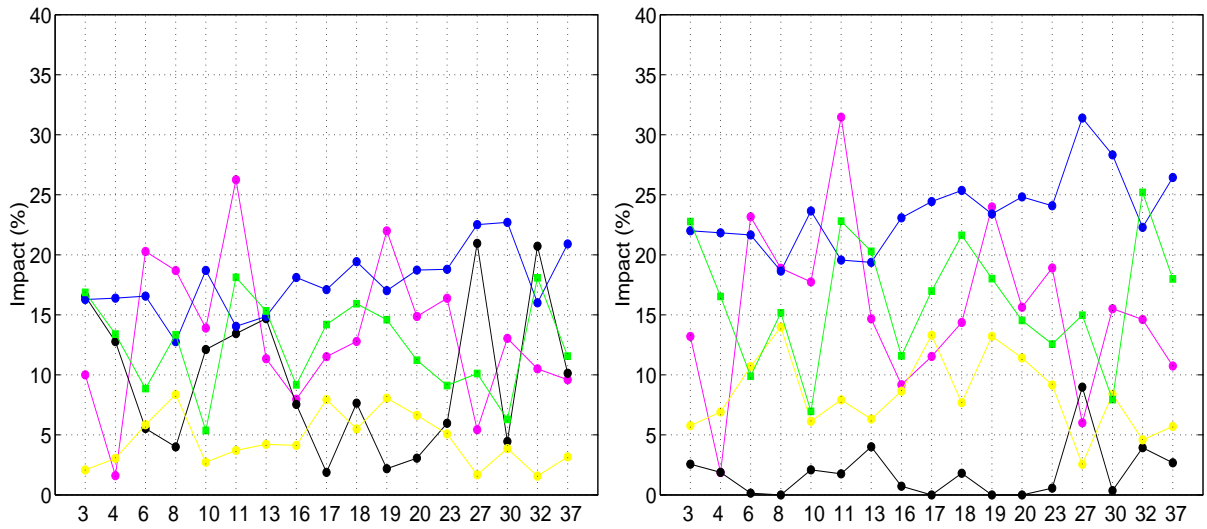


FIG. 7.15 – Comparisons of individual parameters impacts at 475 year return period (left) and 10000 year (right). Magenta : correlation impact, blue : truncation, black : M_{min} , yellow : M_{max} . Variabilities due to catalogue uncertainties are superimposed (green points).

◇7. QUANTIFYING UNCERTAINTIES IN FRENCH PSHA

Chapitre 8.

Déagrégation

Le moyen le plus direct d'identifier l'origine de toutes les contributions au taux annuel de dépassement d'une accélération est la déagrégation. Il ne s'agit pas d'un calcul supplémentaire mais tout simplement du stockage des contributions au fur et à mesure de leur prise en compte dans le calcul probabiliste. Les contributions sont ensuite rassemblées selon les magnitudes (m), les distances (r) ou la localisation de la cible dans la gaussienne prédite par la loi d'atténuation (ε). Les déagrégations permettent de comprendre les impacts des paramètres mis en évidence au chapitre 7, elles sont effectuées sur des sites identiques (les centres des 17 zones sources) et pour l'accélération au PGA.

8.1 Principe de la déagrégation

Dans un premier temps, l'accélération correspondant à la période de retour d'intérêt est calculée. Cette accélération devient l'accélération cible et le programme de calcul stockant les contributions est appliqué.

Les couples (m, r) sont passés en revue les uns après les autres, à chaque fois qu'un couple (m, r) a une probabilité non nulle d'engendrer un dépassement, le taux annuel de dépassement de la cible augmente. A chaque contribution est associée une magnitude, une distance et l'écart à la moyenne ε :

$$\varepsilon = \frac{\ln A^* - \overline{\ln A}}{\sigma_{\ln A}} \quad (8.1)$$

Il suffit donc simplement de rajouter une ligne dans le programme : la magnitude, la distance et la contribution (nombre annuel de dépassement) sont inscrits dans un fichier de sortie.

8.2 Choix de la représentation

Il y a différentes techniques de représentation des résultats de déagréation : en 1D, 2D, 3D (associations différentes de m , r et ε). Nous avons choisi de présenter la répartition des contributions en 2D pour les distances et magnitudes, et en 1D pour les trois variables m , r et ε (histogrammes).

Les paramètres du calcul probabiliste sont ceux du modèle de référence des études d'impact (chapitre 7) : le catalogue Scotti est utilisé, les magnitudes minimales et maximales du calcul probabiliste sont 3.5 et 7.0, la loi d'atténuation n'est pas tronquée.

Sur les figures 8.1 à 8.4, les déagréations sont proposées pour les centres des zones 6, 18, 19 et 30 et pour les trois périodes de retour 100, 475 et 10000 ans (sur 3 colonnes). Les contributions sont exprimées en pourcentage par rapport au taux annuel total. Les magnitudes sont groupées dans des intervalles de largeur 0.5, la largeur est ainsi supérieure au pas en magnitude de 0.1 utilisé lors du calcul probabiliste. De plus, les intervalles en distances sont de largeur 10 km, la borne minimale du premier intervalle est la distance minimale ayant contribué à l'aléa (profondeur de la zone source). Les zones sources sont subdivisées en triangles dans le programme de CRISIS (cf. chapitre 2). La dimension caractéristique D_c d'un triangle est la racine carrée de l'aire du triangle ; la subdivision s'arrête si une des deux conditions suivantes est atteinte : D_c est inférieure à R_{min} km et/ou la distance site-barycentre du triangle est supérieur à $F_{min} \times D_c$ (condition pour que l'hypothèse de source ponctuelle soit valide). Les paramètres choisis pour ces études de déagréation sont $R_{min} = 1$ km et $F_{min} = 5$ km. De plus, pour les histogrammes en ε , l'intervalle est de largeur 0.5, il n'y a pas de contrainte sur le choix de cet intervalle.

En ce qui concerne les déagréations en distance, il faut être prudent lors de l'interprétation des résultats : les distances séparent le site des barycentres des triangles et les contributions se rapportent aux surfaces de ces triangles. Cependant, tant que la déagréation n'est pas effectuée en azimuth, les biais sont limités.

8.3 Résultats des déagréations

La déagréation est détaillée pour quatre sites : les centres des zones 6, 18, 19 et 30 (figures 8.1 à 8.4). Ces quatre sites ont des particularités différentes et sont représentatifs des déagréations des 17 centres de zones sources. Les zones 6 et 18 ont un taux de sismicité faible comparé au taux de sismicité des zones 19 et 30 (tableau 8.1).

8.3.1 Déagréation 1D en magnitude

Les déagréations en magnitudes montrent que plus la période augmente (de gauche à droite sur les graphiques), plus les contributions se reportent des faibles magnitudes vers les fortes magnitudes. En effet, lorsque la période augmente, l'accélération correspondante augmente, seules des magnitudes de plus en plus grandes peuvent contribuer. Pour toutes les zones, de 100 à 10000 ans le pic des contributions se déplace vers la magnitude maximale 7.0. Ainsi, l'impact du choix de la magnitude minimale va être d'autant plus fort que la période de retour est faible, et inversement l'impact du choix de la magnitude maximale va croître lorsque la période de retour s'allonge. C'est le comportement mis en évidence au chapitre 7. Les déagréations en magnitude sont comparables pour les zones 6, 19 et 30. Dans le cas de la zone 18, la répartition des contributions ne montre pas de pic marqué à 100 et 475 ans. Cette zone faiblement sismique est entourée de zones plus actives, une grande part des contributions provient des zones voisines, donc de sources relativement éloignées comme le montre la déagréation en distance.

8.3.2 Déagréation 1D en distance

Les déagréations en distance montrent que les contributions à l'aléa de 100 à 10000 ans proviennent essentiellement de sources situées à moins de 100 km du site, quel que soit le site. Les contributions des zones 19 et 30 proviennent de distances plus courtes que celles des zones 6 et 18. Pour un même temps de retour, les accélérations dans les zones 19 et 30 sont plus grandes que celles des zones 6 et 18.

Sur l'axe des abscisses, la croix indique la distance atteinte lorsque 98% des contributions sont accumulées. Cette distance est appelée «**rayon d'influence à 98%**» dans la suite. Pour un site donné, le rayon d'influence diminue lorsque la période de retour augmente : à nouveau, plus l'accélération cible est grande et plus l'aire qui contribue se ressert autour du site. Ainsi le rayon d'influence à 98% diminue de 60 km à 100 ans, à 50 km à 475 ans et 40 km à 10000 ans dans la zone 19. Dans la zone plus faiblement sismique 18, il diminue de 110 km à 100 km puis 70 km.

La répartition des contributions en distance varie donc fortement d'un site à l'autre. Les rayons d'influence à 98% sont alors calculés pour les 17 sites étudiés (tableau 8.1) pour les deux périodes de retour 475 et 10000 ans. Les accélérations à 475 ans sont également reportées dans le tableau. Les rayons diminuent systématiquement de 475 à 10000 ans ; pour un temps de retour donné, plus l'accélération est grande et plus le rayon est petit.

◇8. DÉAGRÉGATION

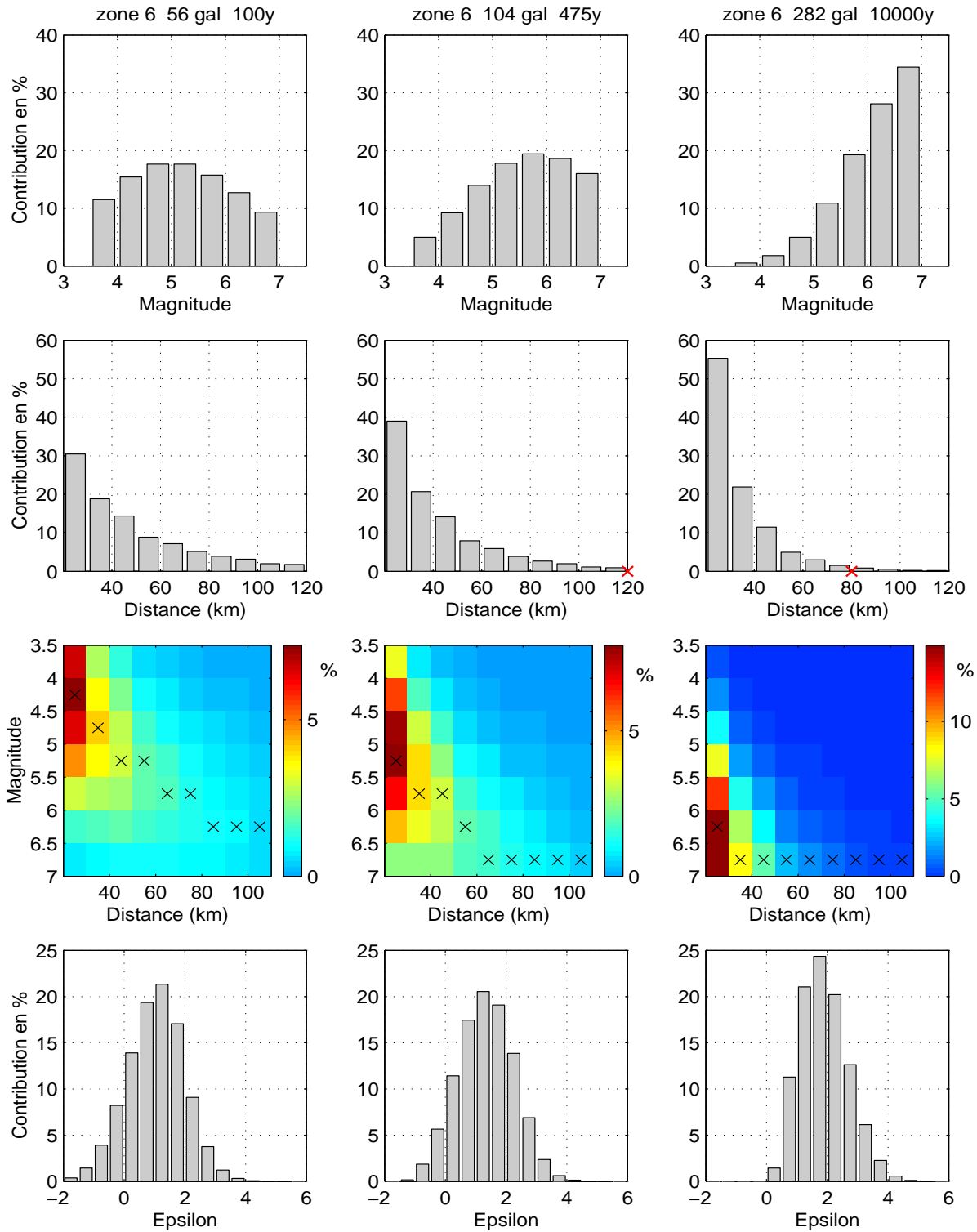


FIG. 8.1 – **Zone 6**, déagréations en magnitude (m), distance (r) et ϵ , pour trois périodes de retour (100, 475 et 10000 ans); 1^{ère} ligne : déagréation 1D m , 2^{ème} ligne : 1D r , croix : 98% des contributions sont comptabilisées à cette distance; 3^{ème} ligne : déagréation 2D m et r , croix : maximum de contributions en magnitude à distance constante; 4^{ème} ligne : 1D ϵ . Les contributions sont exprimées en % par rapport au taux annuel total.

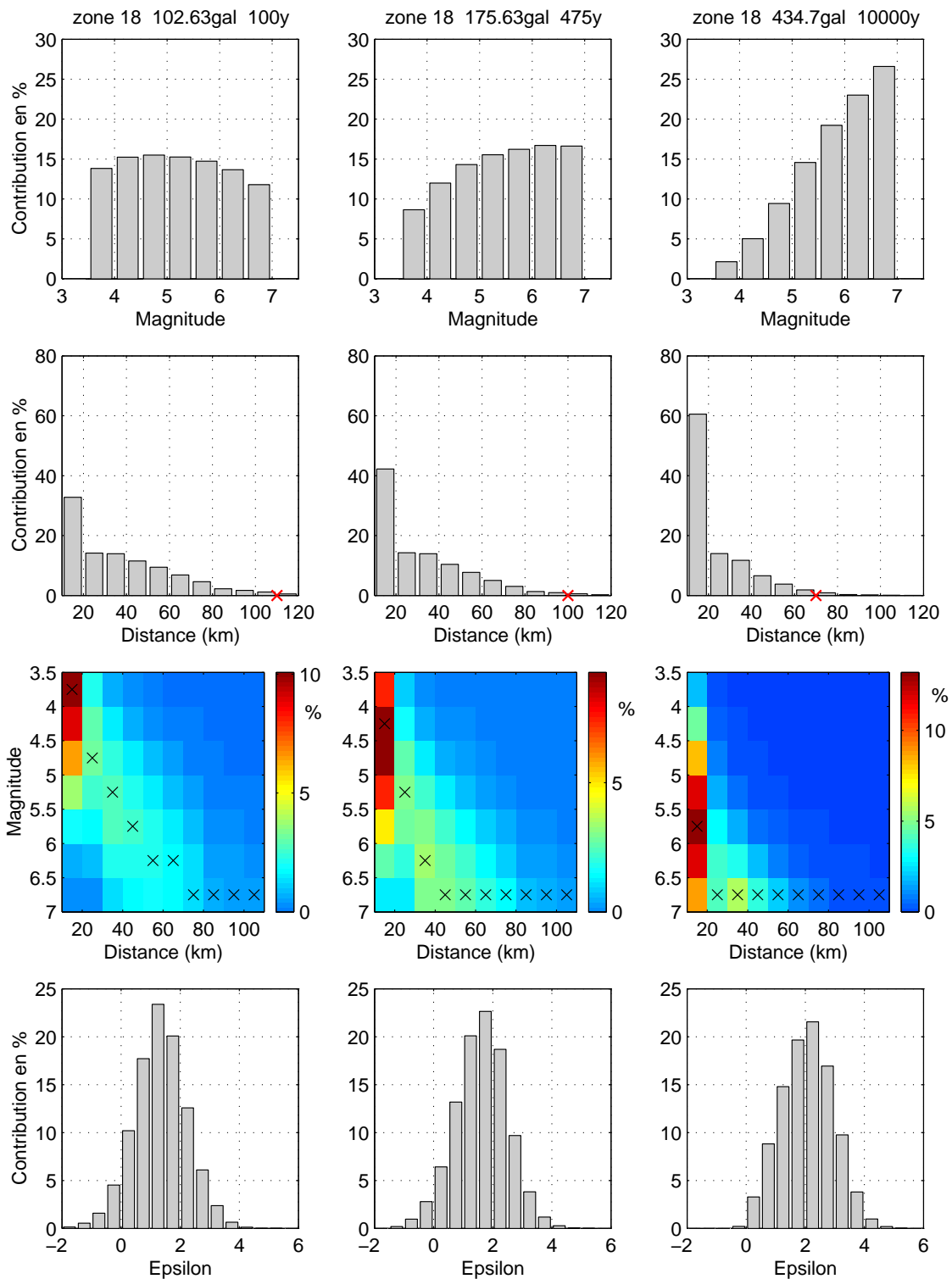


FIG. 8.2 – **Zone 18**, déagréations en magnitude (m), distance (r) et ϵ , pour trois périodes de retour (100, 475 et 10000 ans); 1^{ère} ligne : déagréation 1D m , 2^{ème} ligne : 1D r , croix : 98% des contributions sont comptabilisées à cette distance; 3^{ème} ligne : déagréation 2D m et r , croix : maximum de contributions en magnitude à distance constante; 4^{ème} ligne : 1D ϵ . Les contributions sont exprimées en % par rapport au taux annuel total.

◇8. DÉAGRÉGATION

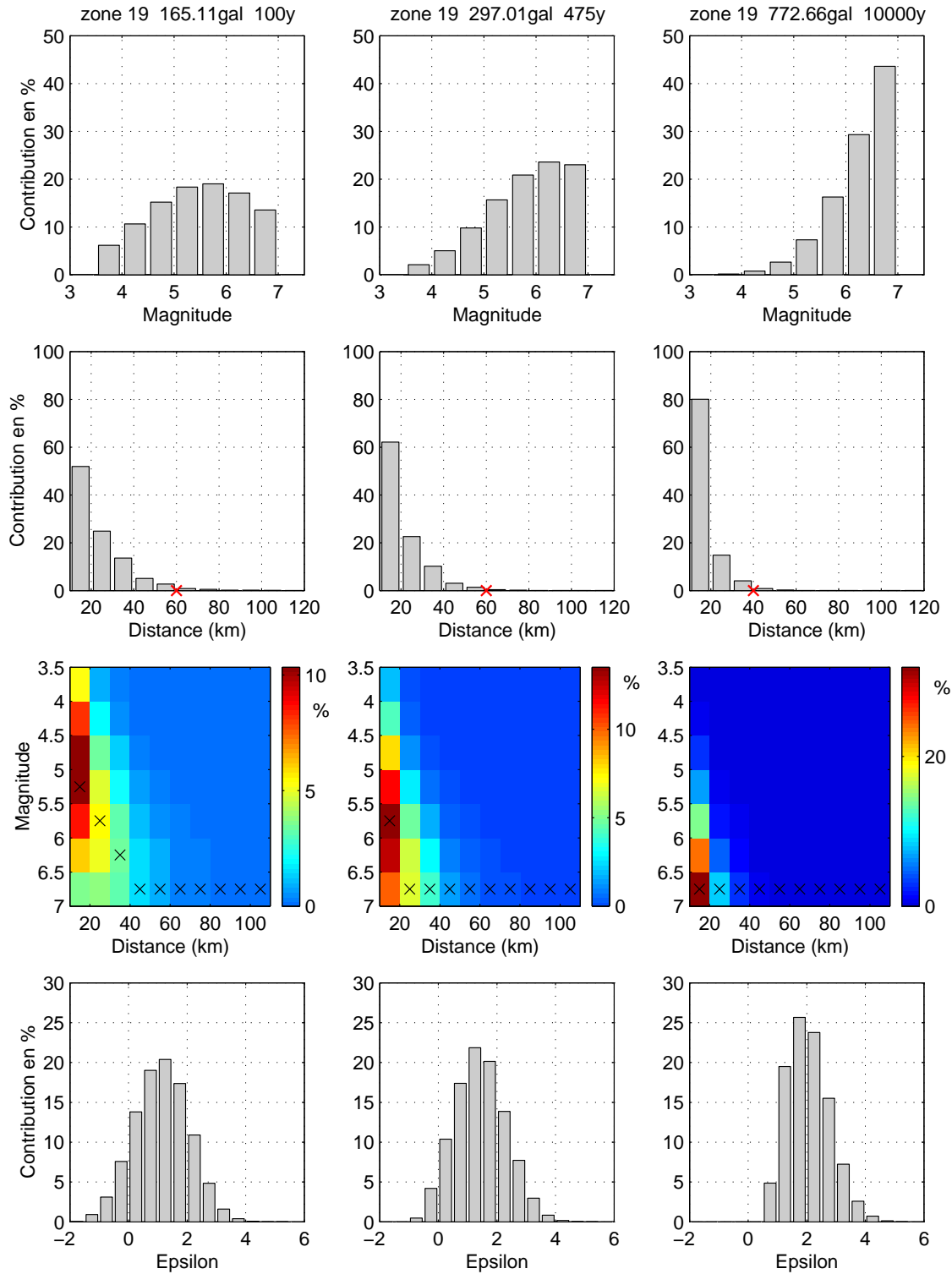


FIG. 8.3 – **Zone 19**, déagréations en magnitude (m), distance (r) et ε , pour trois périodes de retour (100, 475 et 10000 ans); 1^{re} ligne : déagréation 1D m , 2^{ème} ligne : 1D r , croix : 98% des contributions sont comptabilisées à cette distance; 3^{ème} ligne : déagréation 2D m et r , croix : maximum de contributions en magnitude à distance constante; 4^{ème} ligne : 1D ε . Les contributions sont exprimées en % par rapport au taux annuel total.

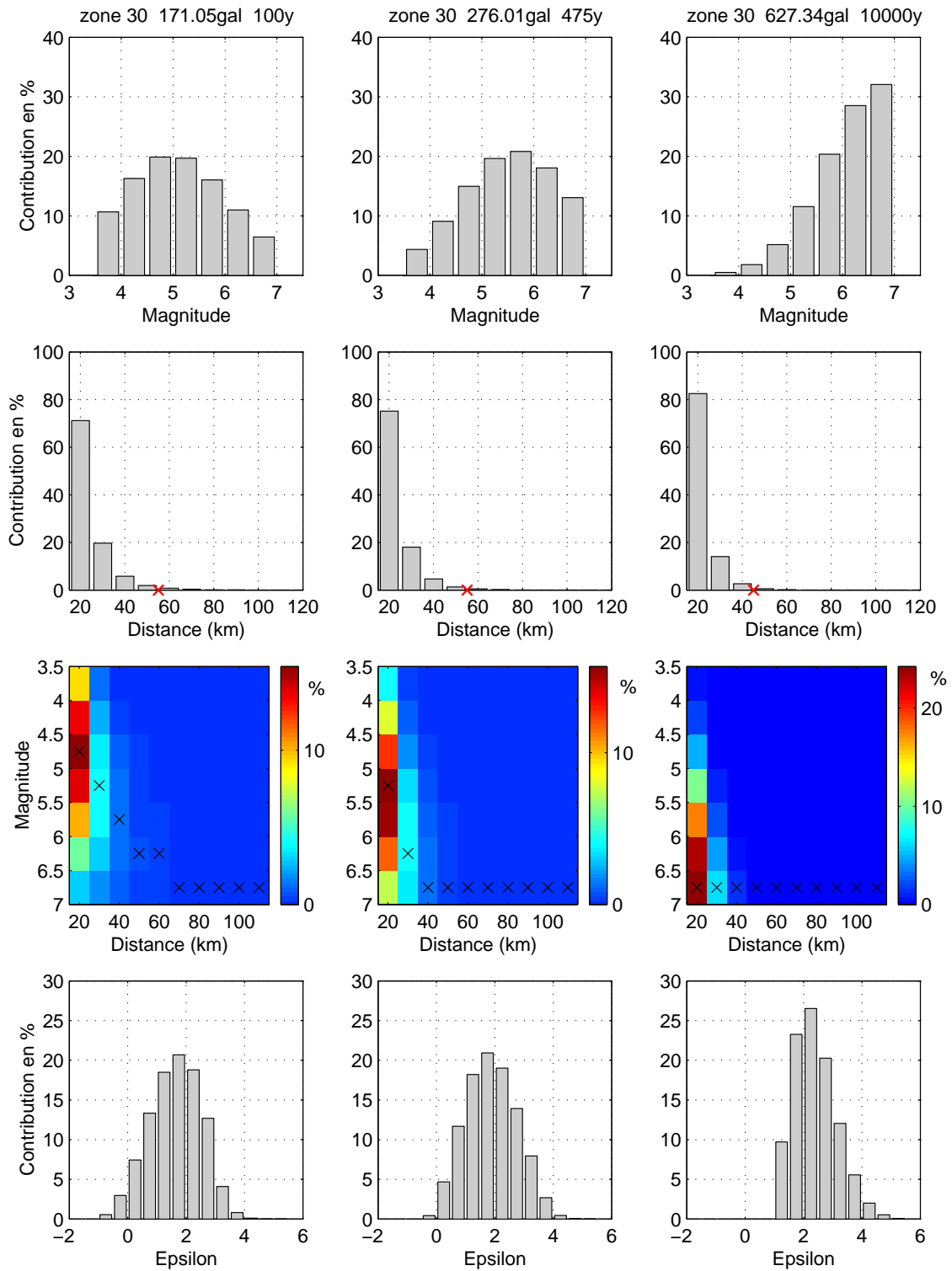


FIG. 8.4 – **Zone 30**, déagréations en magnitude (m), distance (r) et ϵ , pour trois périodes de retour (100, 475 et 10000 ans); 1^{ère} ligne : déagréation 1D m , 2^{ème} ligne : 1D r , croix : 98% des contributions sont comptabilisées à cette distance; 3^{ème} ligne : déagréation 2D m et r , croix : maximum de contributions en magnitude à distance constante; 4^{ème} ligne : 1D ϵ . Les contributions sont exprimées en % par rapport au taux annuel total.

8.3.3 Déagrégation 2D en magnitude et distance

Une déagrégation 2D en magnitude et distance permet d'analyser l'évolution des répartitions des contributions en magnitude avec la distance. Sur les graphiques, les croix (en noir) pointent, pour un intervalle en distance constant, l'intervalle de magnitude qui contribue le plus. Ainsi, lorsque la distance augmente, la croix se déplace logiquement des magnitudes les plus faibles vers les magnitudes les plus grandes. Cet effet apparaît très clairement à 100 ans dans le cas des zones 6 et 18, pour lesquelles les contributions sont largement réparties dans l'espace (rayons d'influence maximales, tableau 8.1).

8.3.4 Rayons d'influence

Sur la figure 8.5, pour chaque site, un cercle centré sur le site est tracé, de rayon le rayon d'influence à 98% (tableau 8.1). Les limites des zones sources sont superposées. Les cercles en noir correspondent à la période de retour 475 ans et les cercles en gris à la période de retour 10000 ans. Le rayon d'influence à 98% est la distance maximale nécessaire pour atteindre 98% des contributions à l'aléa. Cette distance maximale peut correspondre à une ou plusieurs sources ponctuelles, la provenance exacte des contributions correspondantes n'est pas connue (une déagrégation en azimuth serait nécessaire pour identifier les latitudes et longitudes des barycentres des triangles). Le tracé des cercles est une approximation qui permet tout de même d'évaluer la distribution dans l'espace des contributions. De plus, les cercles ne sont pas tracés en dehors des limites des zones sources puisque les contributions ne peuvent provenir que des sources.

Il apparaît que pour une grande partie des sites, les contributions proviennent de sources situées essentiellement à l'intérieur de la zone correspondante. Seule la zone 18 a ses contributions qui proviennent largement des zones voisines, plus actives. Finalement, puisque les contributions proviennent essentiellement de la zone source du site et comme la sismicité est distribuée de manière uniforme dans une zone source, les surfaces circulaires sont une bonne approximation de l'étendue des contributions en distance.

8.3.5 Déagrégation en ε

La déagrégation en ε analyse la provenance des contributions en terme d'écart à la moyenne prédite par la loi d'atténuation du logarithme de l'accélération cible (équation 8.1). L'écart à la moyenne est exprimé en multiples de l'écart-type $\sigma_{\ln A}$. Par exemple, lorsque le logarithme de l'accélération cible ($\ln A^*$) est située à 2 écart-types au-dessus de la moyenne $\overline{\ln A}$, $\varepsilon = 2$. La loi d'atténuation n'est pas tronquée dans ces calculs d'aléa et les histogrammes en ε (figures 8.1 à 8.4) montrent que les contributions provenant de probabilités au-delà de 5 écart-types sont négligeables.

Zone	R_{475y} (km)	A_{475y} (gal)	R_{10000y} (km)	λ_{norm}	Profondeur (km)
3	55	163	40	0.50	10
4	66	159	46	0.36	10
6	120	103	80	0.15	20
8	70	170	45	0.19	10
10	96	125	66	0.33	15
11	92	111	57	0.11	10
13	81	189	41	0.25	5
16	55	229	40	1.0	10
17	47	300	37	1.48	10
18	96	176	71	0.35	10
19	51	297	41	1.34	10
20	70	220	50	1.44	15
23	66	232	46	0.98	10
27	75	170	60	0.95	10
30	50	276	40	6.16	15
32	61	143	41	0.36	10
37	65	188	55	0.67	10

TAB. 8.1 – Rayons d’influence R aux 17 sites, pour les périodes de retour 475 et 10000 ans (cf. figure 8.5) ; pour indication, les accélérations correspondantes à 475 ans sont indiquées, ainsi que les taux de sismicité surfaciques ($m \geq 3.5$, $100 \times 100 \text{ km}^2$) et les profondeurs des zones sources.

Les contributions en ε suivent une distribution gaussienne. La majeure partie des contributions est due à des ε supérieurs à 0 : pour la plupart des couples magnitudes-distances, l’accélération médiane prédite est inférieure à l’accélération cible. De plus, pour un site donné, le barycentre des contributions se déplace vers des ε plus élevés lorsque la période (donc l’accélération) augmente. De 100 à 10000 ans, il se déplace approximativement de $\varepsilon = 1$ à $\varepsilon = 2$. Par conséquent, l’impact du choix de tronquer les prédictions de la loi d’atténuation sera d’autant plus grand que la période de retour s’allonge. Ces distributions permettent de comprendre les impacts très forts du choix de tronquer les prédictions de la loi d’atténuation à 2σ et 3σ (chapitre 7).

8.4 Conclusions

Les déagréations en magnitude, distance et ε éclairent considérablement le calcul probabiliste et le mécanisme d’addition des contributions. L’origine des contributions est analysée en détail et les impacts des paramètres quantifiés au chapitre 7 se comprennent immédiatement.

◇8. DÉAGRÉGATION

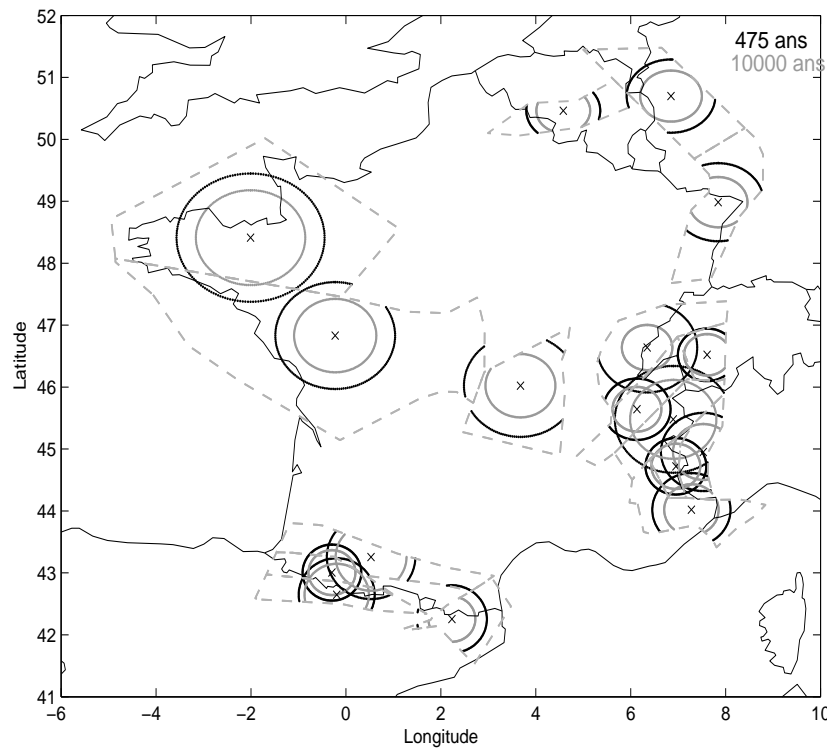


FIG. 8.5 – Rayons d’influence à 475 (en noir) et 10000 ans (en gris) : distance maximale nécessaire pour accumuler 98% des contributions à l’aléa, obtenue à partir de la déagrégation en distance aux sites centres des zones sources (croix).

Si les déagrégation en magnitude ne surprennent pas, les déagrégations en distances et ε sont quant à elles beaucoup moins attendues. L’accélération cible est principalement située entre 0 et 4 écart-types au-dessus de la médiane prédite par la loi d’atténuation, ce qui explique l’impact très fort du choix de tronquer les prédictions de la loi d’atténuation (chapitre 7). L’aléa estimé en un site au centre d’une zone est principalement contrôlé par la zone elle-même. Ainsi, pour l’ensemble des sites, 98% des contributions sont contenues dans rayon entre 50 et 120 km à 475 ans et entre 40 et 80 km à 10000 ans. Le rayon d’influence diminue lorsque la période de retour augmente. C’est une conséquence directe du calcul probabiliste : imaginons un cercle centré autour du site dans lequel sont additionnées les contributions, si le rayon du cercle augmente le nombre de contributions augmente, donc le taux annuel augmente et l’accélération correspondante diminue.

Troisième partie

MÉTHODES ALTERNATIVES

Chapitre 9.

Méthode de Woo

La méthode de Woo (1996) calcule un aléa probabiliste en s'affranchissant du zonage sismotectonique. La sismicité n'est plus supposée uniforme dans des polygones. Une grille est définie centrée sur le site, elle délimite la zone d'influence du site. Les taux de sismicité annuels sont calculés aux noeuds de la grille en lissant les épicentres des séismes du catalogue complet. La fonction kernel de lissage est supposée reproduire la distribution fractale spatiale des épicentres. Le taux annuel de dépassement de l'accélération cible est obtenu de la même manière que dans la méthode de Cornell-McGuire, à partir de la relation d'atténuation et en sommant les contributions des points de la grille. La méthode de Woo apparaît comme une alternative à la méthode de Cornell-McGuire dans les régions à sismicité modérée où l'approche probabiliste par faille n'est pas envisageable. Après une présentation de la méthode, une étude d'impact des choix de paramètres est menée. Les impacts quantifiés sont comparés aux résultats basés sur la méthode de Cornell-McGuire. Toutes les estimations d'aléa de ce chapitre sont effectuées au PGA.

9.1 Principe de la méthode

9.1.1 Un modèle de sismicité plus proche du catalogue

La méthode de Woo se distingue de la méthode de Cornell-McGuire par le modèle de sismicité. Woo (comme d'autres, e.g. Molchan et al. (1997)) remet en cause le fait de délimiter des zones sources larges et de supposer le taux de sismicité uniforme à l'intérieur de la zone source. Il propose un modèle de sismicité plus proche du catalogue de sismicité, tenant compte du caractère groupé de la répartition dans l'espace des séismes. Ce modèle s'obtient en lissant les épicentres du catalogue de sismicité à l'aide de fonctions kernels. L'idée était déjà évoquée par Bender & Perkins (1993) : calculer un aléa plus proche de la sismicité passée et s'affranchir des limites rigides des zones (éviter que deux points limitrophes situés dans deux zones voisines aient des estimations d'aléa très différentes).

◇9. MÉTHODE DE WOO

De nombreuses études statistiques démontrent la répartition dans l'espace des séismes selon une géométrie fractale (par exemple Kagan & Jackson (1991)). Les fonctions kernels de lissage considérées sont des fonctions de densité spatiales, elles supposent une décroissance du taux de sismicité en $\frac{1}{r^\alpha}$, où α est lié à la dimension fractale D . La probabilité d'occurrence de chaque séisme est répartie dans l'espace autour de l'épicentre.

Les kernels sont utilisés pour lisser la sismicité dans des contextes différents. Dans un contexte de PSHA, Cao et al. (1996) applique la méthode de Frankel (1995) et lisse les taux de sismicité cumulés comptabilisés par cellules de $10 \times 10 \text{ km}^2$ au moyen de fonctions kernels gaussiennes et en $1/r$. Par ailleurs, Kagan & Jackson (1994, 2000) calculent des cartes de taux de sismicité pour établir des cartes de prédictions. Ils travaillent sur un catalogue mondial, dans des régions fortement sismiques (Japon par exemple) à partir de magnitudes 5.8. Les paramètres des fonctions kernels sont calculés à partir de méthodes statistiques sur le catalogue de sismicité, le critère de sélection des paramètres est fonction des résultats de prédictions. Ils utilisent deux types de kernels indépendants de la magnitude, un kernel en $1/r$ (Kagan & Jackson, 1994) et le kernel de Vere-Jones (Kagan & Jackson, 2000).

La première est une fonction en $1/r$ tronquée en-dessous d'une certaine distance minimale R_{min} et au-dessus d'une certaine distance maximale R_{max} :

$$K(r) = \frac{1}{R_{min}} \quad 0 \leq r \leq R_{min} \quad (9.1)$$

$$K(r) = \frac{1}{r_i} \quad R_{min} \leq r \leq R_{max} \quad (9.2)$$

$$K(r) = 0 \quad R_{max} \leq r \quad (9.3)$$

avec r la distance épicentrale. La seconde est la fonction kernel de Vere-Jones (1992), elle propose une décroissance entre $\frac{1}{r^3}$ et $\frac{1}{r^4}$ selon le choix du paramètre λ (il contrôle le degré de lissage spatial) :

$$K(r) = \frac{\lambda - 1}{\pi} \frac{1}{r_s^2} \left(1 + \frac{r^2}{r_s^2}\right)^{-\lambda} \quad \text{avec} \quad \lambda \in [1.5 - 2.0] \quad (9.4)$$

avec r_s le paramètre d'échelle. Dans le contexte PSHA, les magnitudes supérieures à 4.0 environ sont utilisées. Dans un contexte de sismicité intraplaque, les magnitudes sont modérées et la quantité d'événements disponibles est bien inférieure aux catalogues étudiés par Kagan & Jackson (1994, 2000). Afin de rendre compte du caractère plus groupé des petites magnitudes par rapport aux grandes, Woo propose d'utiliser la fonction kernel de Vere-Jones en faisant varier le paramètre r_s avec la magnitude. Woo (1996) propose que r_s augmente de manière exponentielle avec la magnitude :

$$r_s(m) = He^{km} \quad (9.5)$$

Selon lui, r_s doit en effet correspondre à l'ordre de grandeur de la faille responsable d'un séisme de magnitude m . Le paramètre r_s est alors appelé la «bande-passante» du kernel ; plus r_s augmente et plus le lissage est fort.

9.1.2 Calcul probabiliste

Pour chaque intervalle de magnitude, une carte de taux de sismicité est calculée. La fonction kernel fournit pour chaque séisme une densité de probabilité en chaque point de la grille. Cette densité de probabilité est pondérée par l'inverse de la période de complétude de la magnitude afin d'obtenir un taux annuel de sismicité. La grille de taux annuels est obtenue en sommant sur tous les séismes de magnitude m du catalogue.

Soit $\lambda(m, \mathbf{x})$ le taux annuel de sismicité en \mathbf{x} dû aux N séismes de magnitudes m du catalogue :

$$\lambda(m, \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^N \frac{K(m, \mathbf{x} - \mathbf{x}_i)}{T(m)} \quad (9.6)$$

avec \mathbf{x} la position du noeud de la grille, \mathbf{x}_i la position d'un épicerne et $K(m, \mathbf{x})$ une fonction kernel de lissage.

Pour chaque magnitude m , une grille de taux annuel de sismicité $\lambda(m, \mathbf{x})$ est calculée. Soit Δ le pas de la grille, chaque noeud de la grille représente une surface d'aire $\Delta^2 km^2$ et est équivalent à un point source. Le calcul de la probabilité de dépassement du niveau cible A^* s'effectue alors exactement comme dans la méthode de Cornell-McGuire (équation 1.8). Les contributions de tous les points sources sont sommées sur la grille :

$$\lambda(A \geq A^* | m) = \sum_{\mathbf{x}} P(A \geq A^* | m, \mathbf{x}) \lambda(m, \mathbf{x}) \Delta^2 \quad (9.7)$$

Il est par conséquent nécessaire, comme dans la méthode de Cornell, de choisir une magnitude minimale M_{MIN} . Les grilles de taux de sismicité sont calculées par intervalle de magnitude, de M_{MIN} à la magnitude maximale du catalogue de sismicité (M_{MAX}). Le taux annuel de dépassement du niveau cible est obtenu en sommant les contributions de toutes les grilles :

$$\lambda(A \geq A^*) = \sum_{m=M_{MIN}}^{M_{MAX}} \lambda(A \geq A^* | m) \quad (9.8)$$

9.2 Application

9.2.1 Choix des fonctions kernels

Le choix de la fonction kernel adaptée aux données françaises et sa paramétrisation est très délicat. Kagan & Jackson (2000) reconnaissent qu'il n'existe pas de modèle d'occurrence complet des séismes à ce jour et que les kernels spatiaux et temporels utilisés dans leur prédiction reposent sur une série d'arguments statistiques, physiques mais aussi intuitifs (ad hoc). Une étude exhaustive des fonctions kernels envisageables pour la France, et des domaines de variation des paramètres les caractérisant est indispensable. Cependant, dans le cadre de cette première étude, nous avons choisi de tester les kernels utilisés dans trois applications récentes de la méthode de Woo en France, en Espagne et en Norvège.

Trois fonctions kernels sont donc appliquées au catalogue de sismicité français. La première est la fonction en $1/r$ indépendante de la magnitude (kernel F, équation 9.1). Elle est utilisée lors de l'application de la méthode de Woo dans le cadre de la révision du zonage français (Martin et al., 2002a), sur les conseils de G. Woo, expert scientifique du projet. Les paramètres R_{min} et R_{max} sont fixés à 10 et 100 km. La fonction est représentée sur la figure 9.1 en 2D et sur la figure 9.2.1 en 3D. Les deux autres lissages utilisés sont des fonctions Vere-Jones (équation 9.4), utilisées lors d'une application de la méthode de Woo en Norvège et en Espagne (Molina et al., 2001) avec les bandes passantes suivantes :

$$r_s(m) = 1.340e^{0.6m} \quad (\text{Espagne, E}) \quad (9.9)$$

$$r_s(m) = 0.048e^{1.55m} \quad (\text{Norvege, N}) \quad (9.10)$$

Le paramètre λ a une influence sur la fonction kernel moindre par rapport au choix de la bande passante r_s (Woo, 1996, Molina et al., 2001), il est fixé à 1.5 dans cette étude. Le kernel E est représenté pour quatre magnitudes (4.0 à 7.0) sur les figures 9.1 et 9.2.1. Plus la magnitude augmente, plus la surface autour de l'épicentre sur laquelle est répartie la probabilité d'occurrence est large (les probabilités diminuent à proximité de l'épicentre et augmentent loin du site). Le kernel N lisse beaucoup plus fortement que les kernels E et F les magnitudes supérieures ou égales à 5.0. Le kernel F, indépendant de la magnitude, lisse plus fortement que le kernel E les magnitudes 4.0 et 5.0, et inversement moins fortement les magnitudes 6.0 et 7.0.

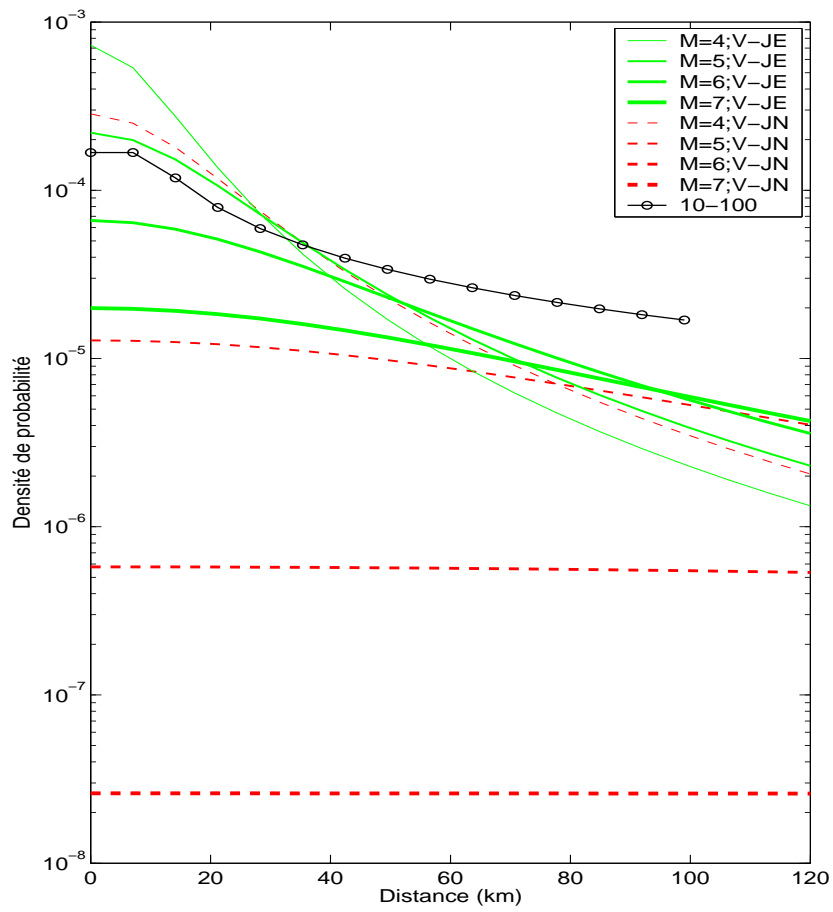


FIG. 9.1 – *Superposition des trois fonctions kernels utilisées ; courbe continue avec cercles : kernel F en $1/r$ indépendant de la magnitude ; courbes continues : kernels Vere-Jones E pour 4 magnitudes ; tirets : kernels Vere-Jones N pour 4 magnitudes (cf. texte).*

◇9. MÉTHODE DE WOO

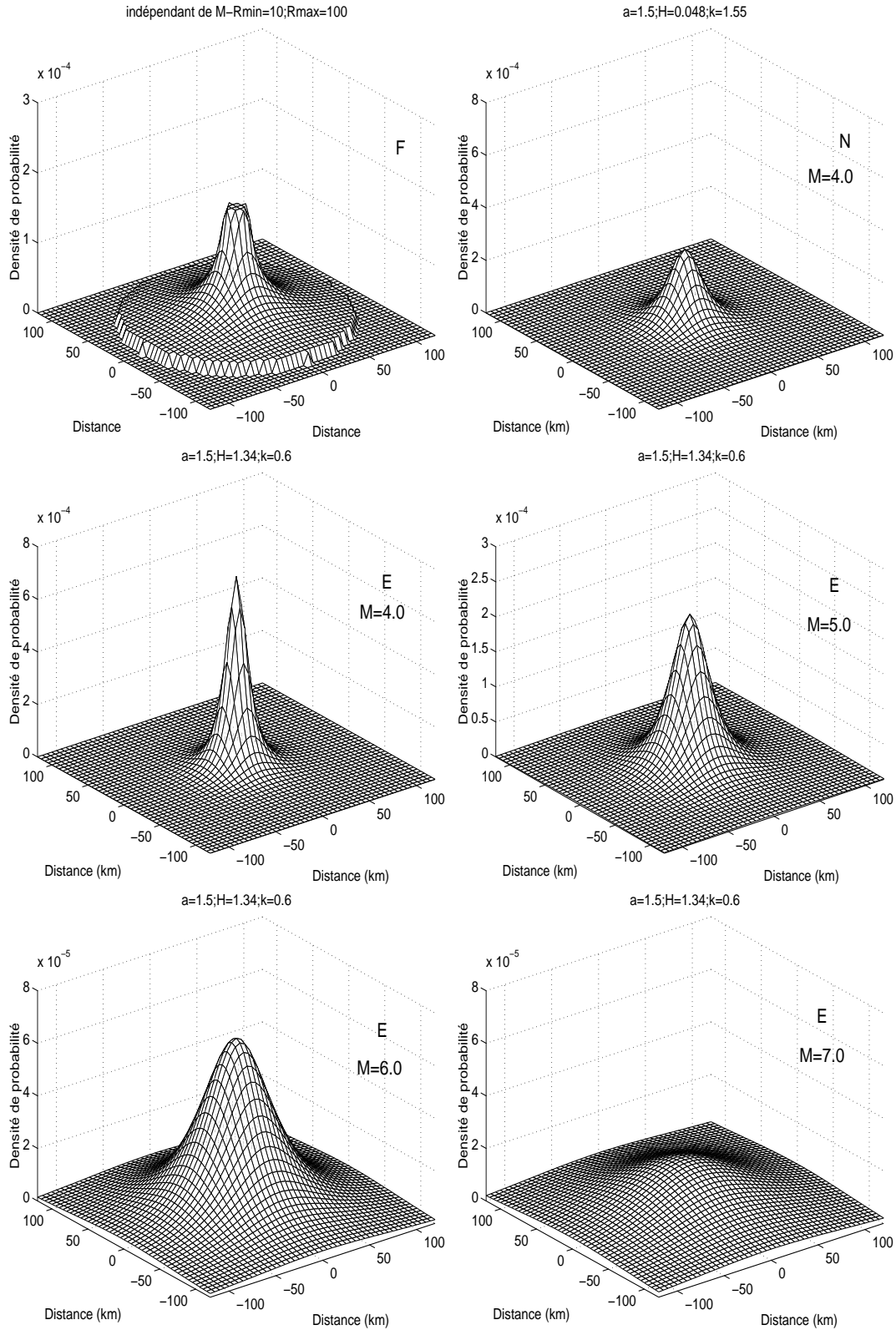


FIG. 9.2 – Fonctions kernels utilisées : F , N (pour $M=4.0$) et E (pour $M=4.0, 5.0, 6.0, 7.0$), (bandes passantes : équations 9.9 et 9.10).

9.2.2 Choix des sites et des paramètres du calcul probabiliste

L'aléa est calculé aux centres des zones sources du zonage sismotectonique, comme dans les études précédentes traitant de la méthode de Cornell-McGuire (chapitres 7 et 8), pour comparer les résultats des deux méthodes. Ces sites sont reportés sur la carte 9.3, ainsi que les épicentres des séismes inclus dans les périodes complètes ($M \geq 4.0$). La localisation de chaque site par rapport à la distribution des épicentres peut ainsi être appréciée ; différents cas de figure se présentent : site localisé dans un nuage d'épicentres (par exemple, sites 19 ou 30) et site éloigné des épicentres (par exemple sites 10 ou 18).

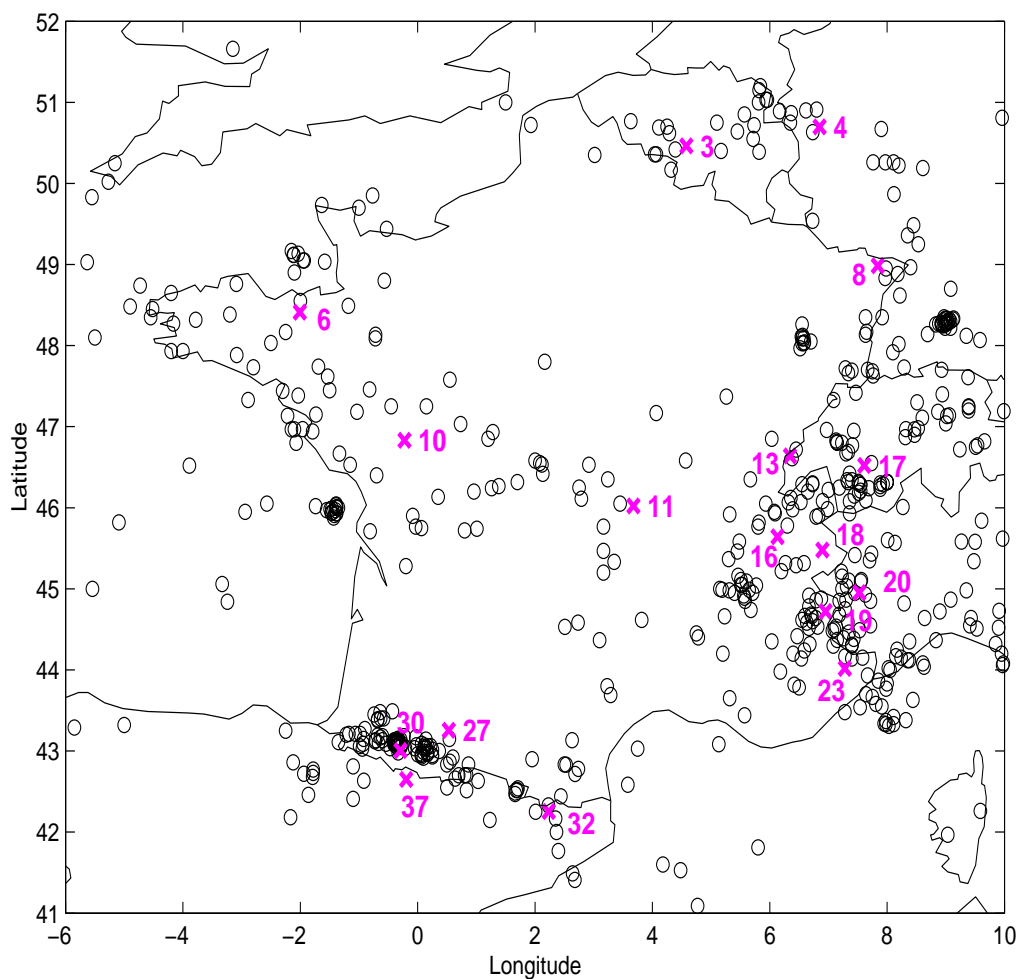


FIG. 9.3 – Localisation des sites par rapport à la répartition des épicentres ($M \geq 4.0$, séismes inclus dans les périodes complètes, catalogue Scotti).

La grille des taux de sismicité centrée sur le site est un carré de 200 km de côté, avec un pas de 5 km. Les contributions à l'aléa au-delà de 100-120 km du site ne sont donc pas prises en compte. Les séismes situés à moins de 400 km du site sont pris en compte pour le calcul des

◇9. MÉTHODE DE WOO

taux de sismicité aux noeuds de la grille. Par ailleurs, la profondeur de chaque séisme est celle de la zone source du zonage sismotectonique (utilisé dans la méthode de Cornell-McGuire) à laquelle il appartient. Le pas en magnitude est fixé à 0.1, le nombre de grilles de taux de sismicité générées est donc $10 \times (M_{MAX} - M_{MIN})$.

9.2.3 Exemples de grilles de taux de sismicité

Sur la figure 9.4 sont représentées des grilles de taux de sismicité lissés, utilisées pour le calcul de l'aléa au site de coordonnées (43.0;-0.29), centre de la zone source sismotectonique n°30. Elles correspondent à quatre magnitudes (4.0;4.5;5.0;5.5) et deux fonctions de lissage E et F. Les séismes utilisés sont également reportés sur les cartes. Les taux de sismicité correspondent aux probabilités d'occurrence pondérées par l'inverse des périodes complètes de chaque séisme (cf. Tableau 5.1, catalogue Scotti). Pour une magnitude donnée, l'échelle du graphique est identique pour les deux kernels E et F. Le kernel F indépendant de la magnitude lisse plus fortement que le kernel E les magnitudes 4.0, 4.5 et 5.0 ; et moins fortement la magnitude 5.5.

9.2.4 Etudes d'impacts des choix de paramètres

Afin de mettre en évidence les paramètres qui contrôlent les estimations d'aléa dans la méthode de Woo, des études d'impacts des choix des paramètres peuvent être menées exactement comme pour la méthode de Cornell-McGuire (notée C-M dans la suite). Les paramètres analysés dans le cas de la méthode de Woo sont les suivants : la corrélation intensité-magnitude, la fonction de lissage, la magnitude minimale M_{MIN} contribuant à l'aléa et la troncature des prédictions de la relation d'atténuation. Par rapport aux études d'impact avec Cornell-McGuire, la fonction de lissage est donc le paramètre supplémentaire. A l'inverse, le choix de la magnitude maximale ne se pose plus. Dans la méthode de Woo, M_{MAX} est en effet la magnitude maximale du catalogue de sismicité.

Dans le modèle de référence, la corrélation M-I Scotti est utilisée, la sismicité est lissée avec la fonction de kernel F, les magnitudes sont prises en compte à partir de 3.5 et les prédictions de la relation d'atténuation ne sont pas tronquées. Le choix des paramètres de référence et alternatifs sont identiques aux études d'impact avec Cornell-McGuire, pour les trois paramètres en commun (tableau 9.1). L'impact correspond à la différence entre l'accélération de référence et l'accélération alternative, divisée par l'accélération de référence (et exprimée en pourcentages, cf. chapitre 7). Lorsque la corrélation utilisée est modifiée, les périodes de complétude du catalogue changent et par suite les magnitudes et les épicentres lissés diffèrent. Par ailleurs, deux lissages alternatifs (E et F) sont considérés. Le modèle de référence n'est pas le

Paramètre	Corrélation M-I	Lissage	M_{min}	Troncature
Référence	Scotti	F	3.5	non
Alternative(s)	Levret	E et N	4.5	$+2\sigma$

TAB. 9.1 – Paramètres des études d'impact : modèle de référence et valeurs alternatives.

plus conservatif et les impacts peuvent être négatifs.

Les impacts des choix de paramètres sont calculés à 475 et 10000 ans (figure 9.5, page 136). La hiérarchie exacte des impacts de paramètres varie selon le site, comme dans l'étude basée sur la méthode de C-M, cependant les paramètres clefs peuvent être globalement mis en évidence. Ainsi, à 475 ans :

- Le lissage N produit des accélérations beaucoup plus faibles que le lissage F de référence, l'impact du choix du lissage atteint 45% pour les sites des zones 4, 8 et 17. Le choix du lissage E a un impact moins fort : les impacts varient entre -2% et 22%.
- Le choix de la magnitude minimale a un impact significatif pour cinq sites (entre 12 et 17%, sites 3, 10, 11, 13 et 32) ; pour les autres sites, la magnitude minimale est le paramètre le moins influent (impact inférieur à 8%).
- Le choix de la corrélation est comparable à celui de la troncature, les impacts sont compris entre 10 et 30%.

A 10000 ans, la hiérarchie des impacts de choix de paramètres est globalement conservée :

- L'impact du choix de la fonction de lissage N augmente (jusqu'à 60%), l'impact du choix de lisser avec le kernel E reste globalement stable.
- Le choix de la magnitude minimale n'a aucun impact sur les estimations d'accélérations.
- Les impacts des choix de tronquer et de la corrélation augmentent légèrement (impacts entre 20 et 30%) et sont très comparables.

Le choix de la fonction kernel E engendre une baisse des accélérations pour 15 sites sur 17 à 475 ans et 14 sites à 10000 ans. L'explication des influences différentes des lissages E et F (référence) n'est pas immédiate, pour les petites magnitudes le lissage F lisse moins que le lissage E, pour les grandes magnitudes c'est l'inverse. La fonction kernel N lisse beaucoup plus fortement que les kernels E et F, et engendre une baisse des accélérations extrêmement forte. Ce kernel n'est plus envisagé dans la suite de l'étude.

Les résultats d'impacts de paramètres liés à la méthode de Woo sont comparés aux résultats d'impacts de paramètres liés à la méthode de Cornell-McGuire sur la figure 9.6. A 475 ans, les sites pour lesquels la magnitude minimale joue un rôle clef sont les mêmes (sites 3, 10, 11, 13 et 32), à l'exception du site 27 (impact faible avec Woo). Les impacts du choix de la cor-

◇9. MÉTHODE DE WOO

relation sont moins corrélés, l'impact maximal est cependant retrouvé au site 11. En revanche, le choix de la troncature (courbes bleues) produit des impacts sur les estimations quasiment identiques pour les deux méthodes.

A 10000 ans, l'impact du choix de la corrélation est plus fort et plus stable d'un site à l'autre dans la méthode de Woo que dans celle de C-M. Les impacts de la troncature sont en revanche à nouveau similaires. Le choix de la magnitude minimale n'a plus aucun effet dans les deux méthodes.

9.2.5 Variabilité totale

Un arbre logique est finalement construit, les calculs sont effectués pour toutes les combinaisons possibles des quatre paramètres : 24 valeurs d'aléa sont obtenues pour chaque site. Les distributions des accélérations à 475 et 10000 ans sont reportées sur la figure 9.7. Les valeurs minimales et maximales, ainsi que les moyennes sont indiquées. Sur le même graphique sont superposés les résultats de l'arbre logique sur la méthode de Cornell-McGuire combinant quatre paramètres (corrélation, magnitudes minimales et maximales, troncature, cf. chapitre 7). Les variabilités totales issues des arbres logiques sur Woo et Cornell sont par ailleurs calculées (tableau 9.2) : la variabilité totale est la différence entre valeur maximale et valeur minimale, divisée par la valeur maximale et exprimée en pourcentages.

Pour les deux méthodes, la variabilité totale est globalement du même ordre de grandeur à 475 et 10000 ans. Les variabilités issues de la méthode de Woo sont légèrement plus élevées que celles issues de la méthode Cornell-McGuire. Les niveaux d'accélérations peuvent être comparés sur la figure 9.7. Les distributions d'accélérations obtenues par les deux méthodes sont très similaires. Ce résultat est inattendu, les modèles de sismicité (scénarios magnitude-distance) des méthodes de Woo et Cornell-McGuire sont très différents. Pour certains sites les accélérations moyennes calculées par Woo sont plus élevées que celles calculées par Cornell, pour d'autres sites l'inverse est observé : il n'y a pas de systématisme.

9.3 Conclusions et analyses futures

Les choix de quatre paramètres sont explorés pour chacune des méthodes de Woo et Cornell. Trois de ces paramètres sont communs (corrélation, magnitude minimale et troncature), le quatrième diffère : magnitude maximale dans Cornell, lissage kernel dans Woo. Les impacts individuels des choix de troncature et de magnitude minimale sont très proches dans les deux méthodes. Le calcul de la probabilité de dépassement des niveaux cibles est identique dans les deux méthodes, mais les modèles de sismicité sont différents. Le choix de la corrélation a

Zone	$V_{Woo} 475$	$V_{Woo} 10000$	$V_{Cornell} 475$	$V_{Cornell} 10000$
3	43	42	67	57
4	49	48	27	30
6	50	50	42	45
8	40	43	38	42
10	51	47	42	42
11	64	56	57	50
13	48	41	44	38
16	42	43	31	37
17	45	48	32	43
18	49	48	40	41
19	42	48	41	48
20	39	47	36	44
23	50	52	39	44
27	47	48	44	38
30	45	51	37	45
32	42	41	44	38
37	51	50	38	38

TAB. 9.2 – Variabilités totales (en %) des estimations d'aléa aux 17 sites, calculées à partir des arbres logiques sur les méthodes de Woo et de Cornell-McGuire, pour les périodes de retour 475 et 10000 ans (la variabilité est la différence entre les accélérations maximale et minimale des distributions, divisée par l'accélération maximale).

◇9. MÉTHODE DE WOO

par ailleurs un impact plus fort lorsque la méthode de Woo est appliquée. Les études de dé-agrégation permettront de comprendre l'origine des contributions et les impacts des choix de paramètres.

La méthode de Woo résout le problème de l'estimation de l'aléa des points en bordure de zones, le passage d'une zone dans l'autre n'est pas brutal comme dans Cornell-McGuire mais progressif. Néanmoins, du point de vue de la variabilité des résultats due au choix des paramètres, les incertitudes sur les estimations d'aléa sont aussi grandes dans la méthode de Woo que dans celle de Cornell. Il est d'ailleurs étonnant que les distributions d'accélération issues des arbres logiques sur Woo et C-M coïncident autant. L'étude de Molina et al. (2001) conclut au contraire que la méthode de Woo sous-estime l'aléa par rapport à Cornell-McGuire et qu'un taux de sismicité de «background» doit être ajouté. Ils expliquent cette sous-estimation par un catalogue de sismicité couvrant une période temporelle trop courte et non représentative de la sismicité des régions étudiées. Les modèles de récurrence calculés dans la méthode de Cornell-McGuire pallierait à ce «manque» de séismes. Ces observations ne sont pas du tout retrouvées dans nos estimations d'aléa en France, les résultats issus des deux méthodes probabilistes sont au contraire cohérents. Des analyses de déagrégation devront permettre de comprendre l'origine des contributions à l'aléa dans la méthode de Woo et d'éclairer les différences ou les ressemblances entre les deux modèles de sismicité.

Il sera également important dans le futur de quantifier l'impact des incertitudes de catalogues (détermination des localisations et magnitudes) sur les estimations de Woo. Les techniques mises en place dans le cadre de la méthode de Cornell peuvent être appliquées directement à la méthode de Woo. Dans les études de Molina et al. (2001), les incertitudes sur les magnitudes et sur les localisations sont prises en compte à l'intérieur du calcul probabiliste. Ces deux techniques pourront être comparées. De plus, les paramètres de la grille (pas et extension) sont fixes dans toute cette étude. L'impact du choix de ces paramètres sur les estimations d'aléa devra également être analysé.

Une analyse du catalogue de sismicité français sera indispensable pour déterminer des paramètres de fonctions kernels adaptées à la répartition des séismes. L'utilisation des kernels de Martin et al. (2002a) et Molina et al. (2001) permet cependant une première analyse de la méthode de Woo et la mise en évidence de paramètres contrôlant les estimations. D'autre part, la méthode de Woo pourrait être utilisée dans les zones où la méthode de Cornell-McGuire ne peut s'appliquer (impossibilité de modéliser une courbe de récurrence en raison du faible nombre de séismes).

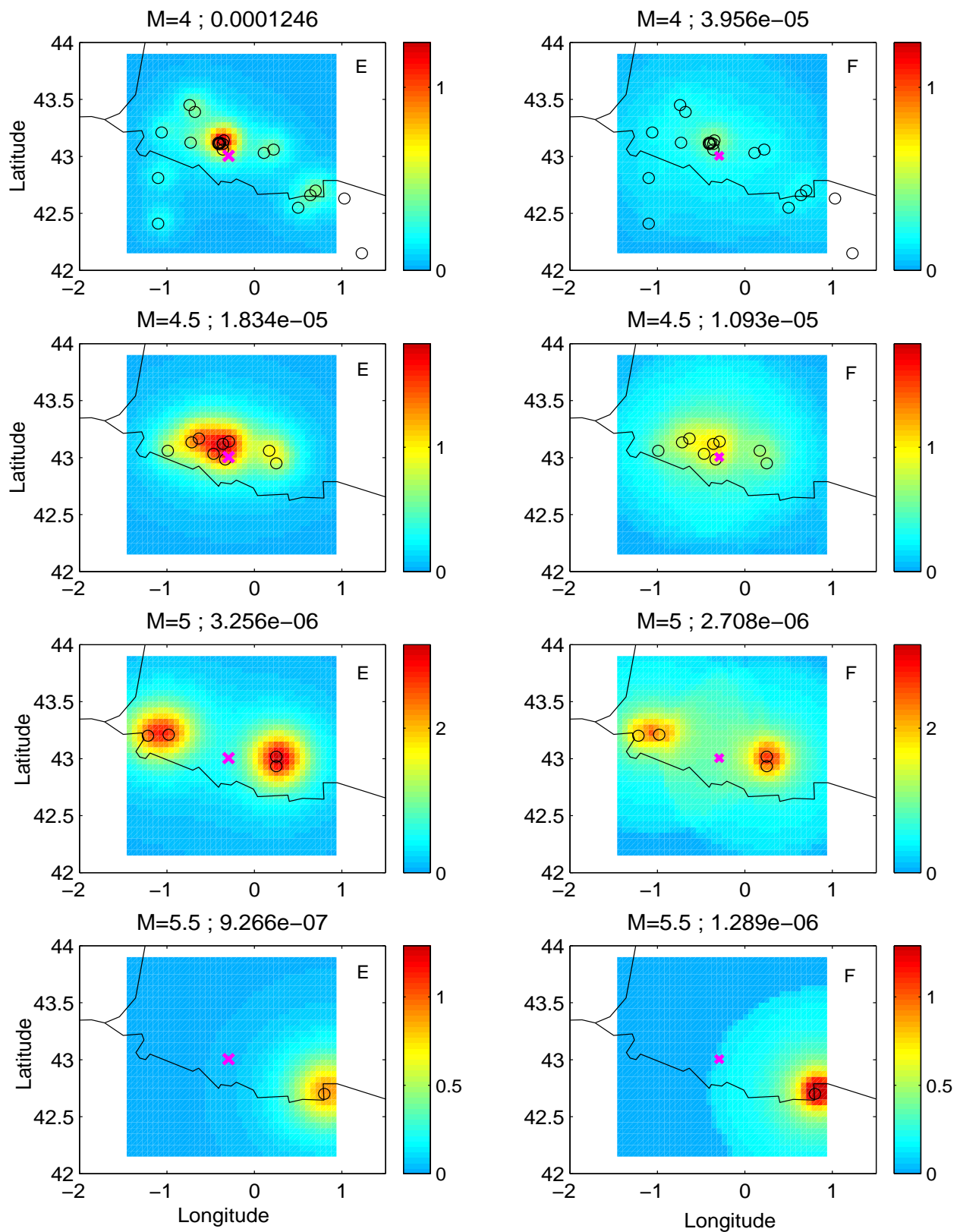


FIG. 9.4 – Grilles de taux annuels de sismicité par magnitude M , lissage E : Vere-Jones ($H=1.34$; $k=0.6$) et lissage F : indépendant de M , en $1/r$, le taux annuel maximal est indiqué, la grille de $200 \times 200 \text{ km}^2$ est centrée sur le site (point magenta).

◇9. MÉTHODE DE WOO

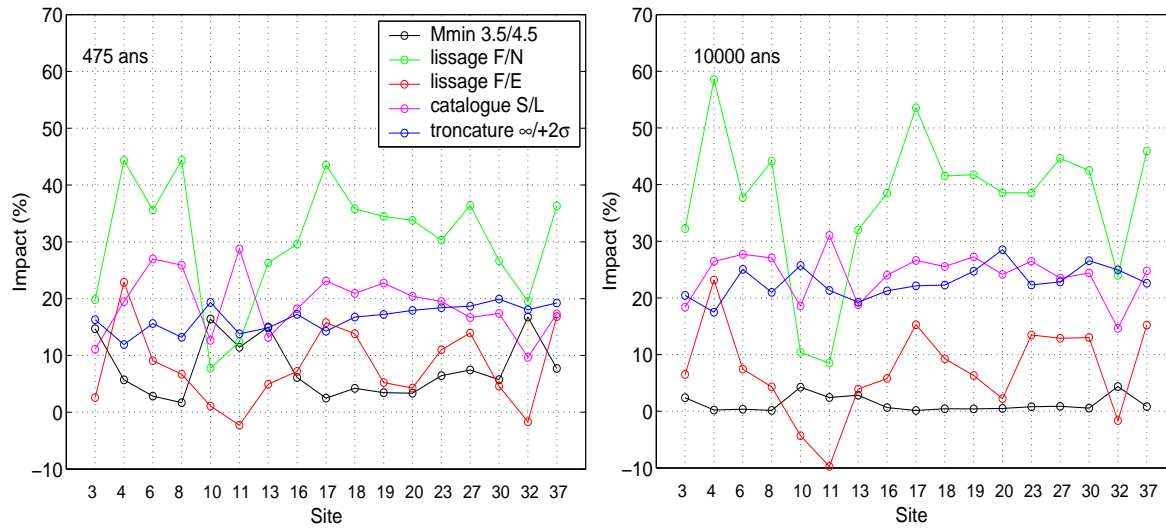


FIG. 9.5 – Impacts à 475 ans et à 10000 ans dus au choix de 4 paramètres dans la méthode de Woo : magnitude minimale, fonction kernel de lissage, catalogue de sismicité et troncature de la relation d'atténuation.

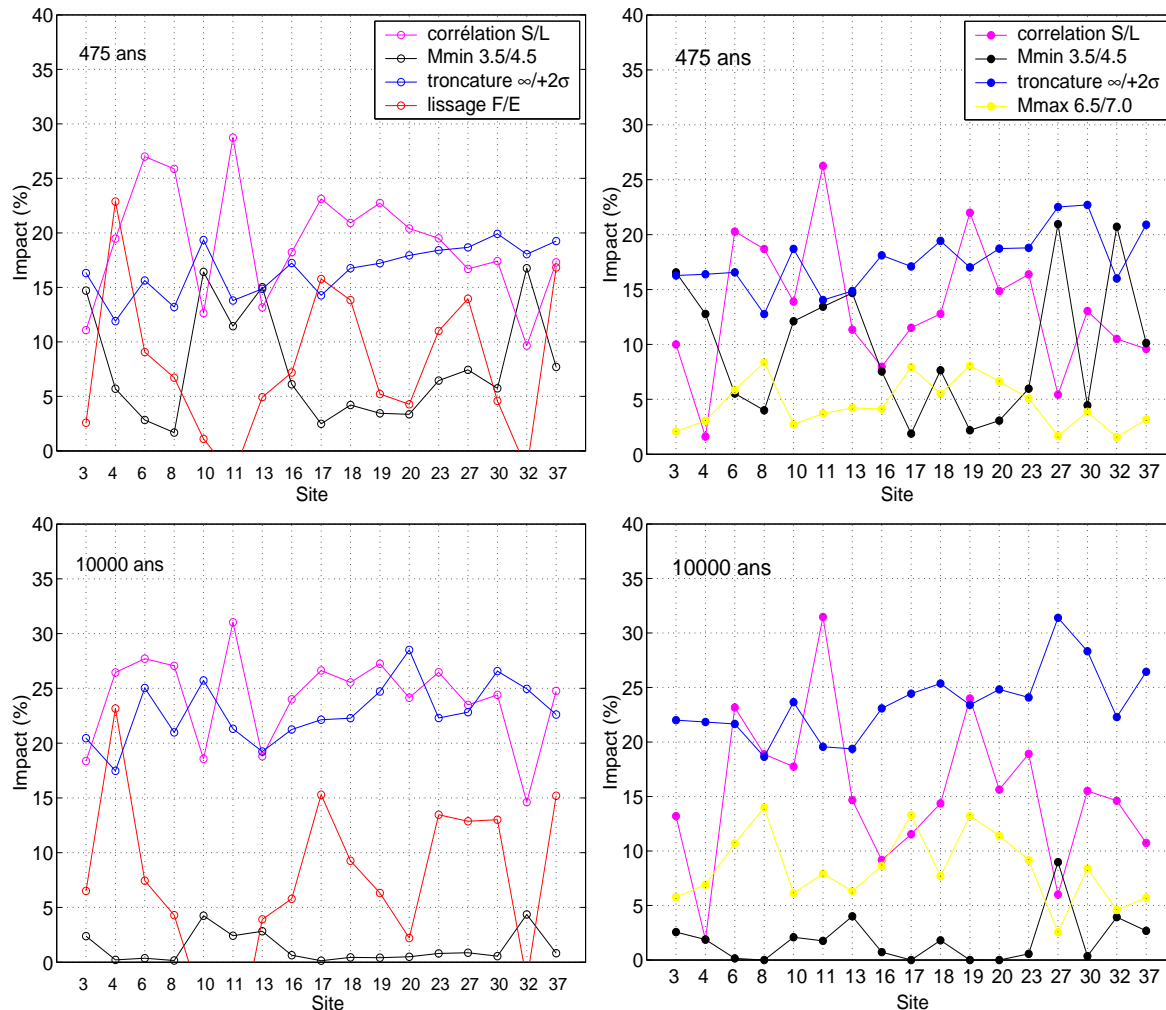


FIG. 9.6 – Comparaison des impacts individuels des choix de paramètres dans les méthodes de Woo (à gauche) et Cornell-McGuire (à droite) à 475 et 10000 ans.

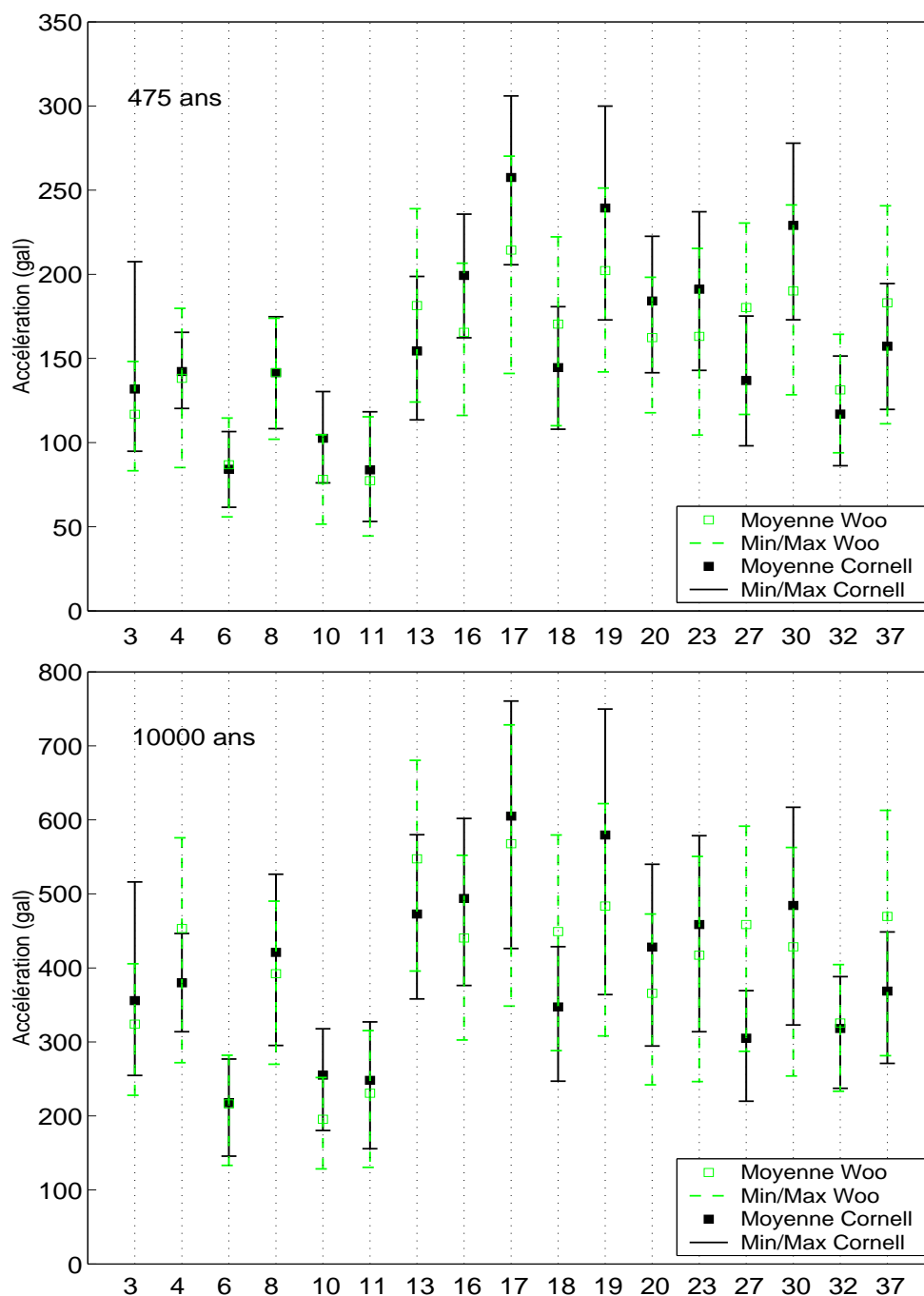


FIG. 9.7 – Distributions des accélérations calculées à partir de l'arbre logique sur la méthode de Woo (en vert), et de l'arbre logique sur la méthode de Cornell-McGuire (en noir), aux centres des 17 zones sources.

◇9. MÉTHODE DE WOO

Chapitre 10.

Complémentarité des méthodes probabilistes et déterministes

L'estimation de l'aléa sismique en un site au moyen de méthodes déterministes conduit à identifier un ou plusieurs scénario(s) magnitude-distance et à calculer l'accélération correspondante au site. Les méthodes déterministes n'apportent pas d'information sur le temps de retour associé à ce mouvement du sol. Les méthodes probabilistes peuvent alors être associées aux estimations déterministes, en calculant les temps de retour des accélérations déterministes. Ce chapitre illustre la complémentarité possible des deux approches, la méthode déterministe employée est simple, cette estimation de périodes de retour est uniquement un exercice.

10.1 Accélération maximale observée dans l'histoire

La méthode déterministe utilisée est la suivante : pour un site donné sont calculées les accélérations engendrées au site par l'ensemble des séismes du catalogue ; l'accélération maximale est ensuite sélectionnée : c'est l'accélération maximale observée dans l'histoire. Le catalogue de sismicité total est considéré (de 1356 à 1999, périodes non complètes comprises, catalogue Levret). Les accélérations A sont calculées avec la relation d'atténuation Berge-Thierry et al. (2003) en prenant en compte un écart-type ($\log_{10} A = \overline{\log_{10} A} + 1\sigma$, cf. éq. 4.1) et avec une profondeur de 10 km. Ces accélérations déterministes sont calculées aux 17 sites étudiés dans les chapitres précédents (centres des 17 zones sources sismotectoniques). Elles sont reportées dans le tableau 10.1 et sur la carte de la figure 10.1. Les séismes de magnitude supérieure ou égale à 6.0 sont par ailleurs indiqués.

Les accélérations déterministes ainsi déterminées sont comprises entre 70 et 579 gal. Un niveau d'accélération de 579 gal est obtenu pour le site 32 dans l'Est des Pyrénées, il est engendré par un séisme localisé juste sous le site (cf. carte 10.1). Ces valeurs correspondent aux hypothèses choisies : une profondeur des séismes à 10 km et une accélération à un écart-type au-dessus de la valeur moyenne. Les valeurs les plus faibles (< 150 gal) sont obtenues pour les

◇10. COMPLÉMENTARITÉ DES MÉTHODES PROBABILISTES ET DÉTERMINISTES

sites 3 (Belgique), 6 (Bretagne Nord), 11 (Limagne), 16, 18, 23 (Alpes) et 27 (Pyrénées Nord). Les accélérations les plus fortes (> 200 gal, sans compter le site 32) sont obtenues pour les sites 4 (Fossé Rhénan Supérieur), 17 (Valais), 20 (Ivrea Sesia) et 30 (Pyrénées Occidentales Nord).

Cette méthode déterministe est très simple, les localisations et magnitudes des scénarios considérés sont directement celles des séismes du catalogue. Les incertitudes sur les localisations épicentrales et les déterminations de magnitude des séismes ne sont pas prises en compte. La méthode déterministe à la base des estimations d'aléa dans le domaine du nucléaire en France est plus complexe. Un zonage sismotectonique est utilisé. Les séismes les plus pénalisants s'étant produits dans la zone du site sont déplacés et positionnés directement sous le site ; tandis que les séismes les plus pénalisants s'étant produits dans une zone voisine sont déplacés sur la limite de zone, au point le plus proche du site.

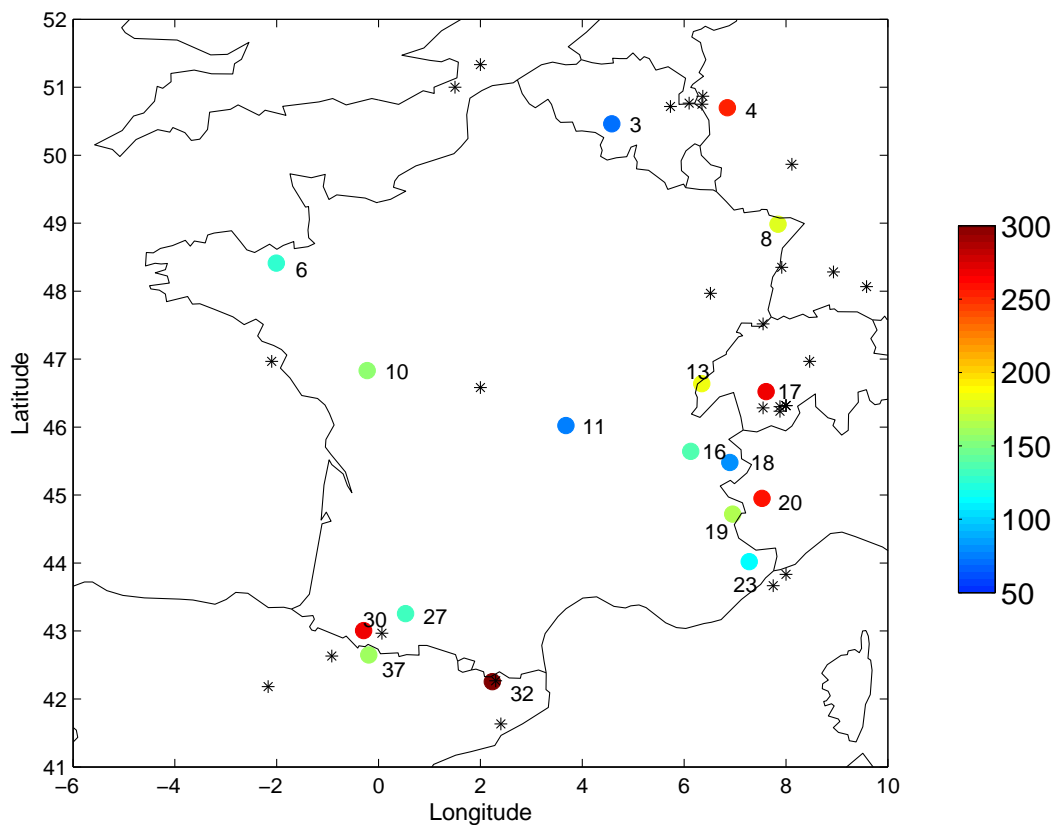


FIG. 10.1 – Accélérations calculées avec une méthode déterministe simple : accélération maximale observée dans l'histoire (catalogue Levret, profondeur de 10 km, $+1\sigma$ sur la valeur prédite par la loi d'atténuation) ; astérisques : séismes de magnitude ≥ 6.0 du catalogue [1356-1999].

zone	A (gal)	T_{inf} (années)	T_{sup} (années)
3	70	57	133
4	250	1596	4243
6	124	708	3758
8	175	475	1450
10	152	770	3758
11	71	153	625
13	180	388	1106
16	132	97	220
17	264	305	1075
18	80	47	146
19	164	90	325
20	256	689	3873
23	111	58	173
27	130	175	664
30	264	368	2446
32	579	37037	520833
37	157	242	879

TAB. 10.1 – Accélérations (A) calculées avec une méthode déterministe simple (cf. carte 10.1) et estimation des périodes de retour correspondantes minimale et maximale fournies par la méthode probabiliste de Cornell-McGuire (paramètres dans le tableau 10.2).

10.2 Estimation des périodes de retour des accélérations déterministes

A partir de la méthode probabiliste de Cornell-McGuire, un intervalle est estimé pour la période de retour de chaque accélération déterministe, aux 17 sites. Au chapitre 7, quatre paramètres clefs du calcul probabiliste ont été identifiés : corrélation magnitude-intensité, magnitudes minimales et maximales et troncature des prédictions de la relation d'atténuation. Le domaine de variation de ces paramètres a par ailleurs été déterminé afin de quantifier les impacts des choix de paramètres sur les estimations d'aléa et la variabilité totale engendrée. La combinaison des paramètres du modèle de référence (le plus conservatif) est réutilisée ici pour estimer la borne supérieure de l'intervalle (tableau 10.2, combinaison 1). La combinaison de paramètres alternatifs la moins conservative est utilisée pour estimer la borne inférieure de l'intervalle (combinaison 2, tableau 10.2). Le tableau 10.1 présente les périodes de retour correspondant aux accélérations déterministes des 17 sites.

Le catalogue de sismicité, utilisé pour le calcul des accélérations maximales détermi-

◇10. COMPLÉMENTARITÉ DES MÉTHODES PROBABILISTES ET DÉTERMINISTES

Paramètre	Corrélation M-I	M_{min}	M_{max}	Troncature
Combinaison 1 (T_{inf})	Scotti	3.5	7.0	non
Combinaison 2 (T_{sup})	Levret	4.5	6.5	$+2\sigma$

TAB. 10.2 – Paramètres utilisés pour le calcul de T_{inf} et T_{sup} .

nistes, couvre 650 ans (1356-1999). Il n'est cependant pas complet sur toute cette période temporelle, même pour les magnitudes les plus élevées (cf. tableau 6.1, chapitre 7). L'accélération déterministe est ici l'accélération maximale ressentie au site, en prenant en compte tous les séismes du catalogue de sismicité. Les périodes de retour de l'accélération 579 gal (site 32) sont extrêmement grandes : entre 37000 et 520000 ans. Ce cas de figure illustre la difficulté d'une estimation de l'aléa sismique dans une zone peu active (cf. tableau 7.2, chapitre 7) mais qui a connu un ou plusieurs séismes historiques forts. Les bornes inférieures des intervalles indiquent une période de retour de l'accélération déterministe supérieure à la longueur du catalogue pour les sites 4, 6, 10, 20 et 32. L'incertitude sur l'estimation de la période de retour est très large, la période maximale est 2 à 14 fois plus grande que la période minimale.

10.3 Conclusions

Cet exemple illustre la complémentarité entre les approches probabiliste et déterministe. Le calcul probabiliste fournit une estimation de la période de retour de l'accélération déterministe, un intervalle de valeurs possibles est calculé tenant compte des incertitudes liées à l'estimation probabiliste. L'estimation de l'accélération déterministe comporte également des incertitudes, le choix d'ajouter un écart-type à la valeur moyenne de la relation d'atténuation est purement arbitraire. Une autre manière de combiner les deux approches consisterait à tenir compte également des incertitudes sur l'accélération déterministe et fournir, pour chaque accélération possible, l'intervalle des périodes de retour probabilistes. Ces estimations sont un outil d'aide à la décision pour l'expert en charge de l'estimation de l'aléa sismique en un site.

Conclusions et perspectives

Différents types d'incertitudes inhérentes au calcul de l'aléa probabiliste sont analysés dans cette thèse. Certaines sont liées au contexte de sismicité modérée français (peu de données disponibles) : la dépendance de la b -value, pente de la courbe de récurrence, avec l'intervalle de magnitude utilisé ; l'existence de deux catalogues de sismicité basés sur deux corrélations intensité-magnitude ; l'attribution de magnitudes maximales dans des zones où les failles actives sont très mal connues. D'autres incertitudes sont propres aux données sismologiques historiques et instrumentales : les incertitudes dues aux déterminations de magnitude et de localisation des séismes. D'autres enfin sont directement liées aux modèles utilisés dans le calcul de l'aléa probabiliste : magnitude minimale et troncature des prédictions de la relation d'atténuation.

La modélisation de la courbe de Gutenberg-Richter sur deux intervalles différents met en évidence, dans le Sud des Alpes, une rupture de la loi puissance. Dans cette zone, inclure des magnitudes inférieures à 3.5 pour modéliser la récurrence entraîne une forte augmentation des valeurs de b (soit une diminution des taux de récurrence). Cette étude conduit à ne pas prendre en compte les magnitudes inférieures à 3.5 pour le calcul des paramètres de sismicité dans l'estimation probabiliste de l'aléa.

La génération de catalogues synthétiques permet de quantifier entre 5 et 25% la variabilité des estimations d'aléa due aux incertitudes sur les données de base (déterminations de magnitude et de localisation des séismes). Cette variabilité ne pourra pas être réduite, elle est sous-jacente à toute estimation de l'aléa. Les impacts individuels des choix de quatre paramètres requis par la méthode de Cornell-McGuire sont ensuite quantifiés et comparés. Au PGA, ces études démontrent l'importance du choix de la magnitude minimale pour les faibles périodes de retour (<1000 ans) dans les zones de faible sismicité caractérisées par une b -value forte (variabilité de 20% sur les estimations). A l'inverse, le choix de la magnitude maximale n'a que peu d'impact sur les estimations, même aux très grandes périodes de retour (variabilité inférieure à 8% à 475 ans et 14% à 10000 ans). Globalement, les choix de la corrélation et de la troncature de la relation d'atténuation ($+2\sigma$) engendrent les impacts les plus forts sur l'aléa, à toutes les périodes de retour. L'impact de la troncature augmente lorsque la période de retour s'allonge (de l'ordre de 20% à 475 ans et 25% à 10000 ans). La variabilité totale correspondant aux combinaisons multiples de ces quatre paramètres est de l'ordre de 40%, à 475 et 10000 ans. Les recherches en cours, à la fois sur l'établissement de corrélations intensité-magnitude régionales

◇ CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES

(Bakun & Scotti, 2003) et sur la détermination d'une borne maximale au mouvement sismique engendré par un séisme (Restrepo-Velez & Bommer, 2003), devraient permettre de réduire la variabilité des estimations d'aléa. Les troncatures en multiple(s) d'écart-type au-dessus de la moyenne des logarithmes des accélérations sont arbitraires, des bornes supérieures établies sur des raisonnements physiques sont nécessaires.

D'autre part, les coefficients de la relation d'atténuation utilisée (Berge-Thierry et al., 2003) sont dépendants de la fréquence. Les études d'impact, menées sur trois autres fréquences (1, 2 et 5 Hz), montrent que les résultats au PGA ne peuvent se généraliser. Si la hiérarchie des influences de paramètres établie au PGA est valide à 5 Hz, elle est complètement bouleversée à 1 et 2 Hz : le choix de la magnitude minimale n'a plus d'impact, la magnitude maximale devient un paramètre clef du calcul de l'aléa, pour toutes les périodes de retour. Globalement la variabilité totale des estimations, due aux choix de corrélation, troncature et magnitude maximale, augmente vers les basses fréquences (60% à 1 Hz).

Les analyses de déagréation éclairent les études d'impacts : les répartitions des contributions en distance, magnitude et écart à la valeur moyenne prédite par la relation d'atténuation, expliquent directement les rôles, selon les périodes de retour, des paramètres étudiés. L'association d'études d'impacts individuels des choix de paramètres et d'études de déagréation rend totalement transparent le calcul probabiliste. Ces déagréations fournissent par ailleurs une information majeure : l'estimation de l'aléa sismique en France est contrôlée par des sources localisées à moins de 70-80 km à 475 ans et 50-60 km à 10000 ans (pour des estimations sans troncature de la relation d'atténuation). La déagréation met ainsi en évidence un effet systématique : plus la période de retour augmente, plus l'accélération considérée est élevée et plus la distribution des sources responsables se resserre autour du site.

Les études de déagréation sont en général utilisées pour déterminer un scénario particulier magnitude-distance responsable de la contribution la plus forte (Bazzurro & Cornell, 1999). Ce scénario est extrait des résultats de déagréation quel que soit le cas de figure (au moyen de valeurs moyennes, médianes ou modales). Le scénario obtenu peut alors associer une distance et une magnitude qui n'ont pas participé au calcul. Au vu des résultats obtenus pour la France, il semble cependant difficile, lorsque les contributions se répartissent sur une large gamme de magnitudes et de distances, de déduire un scénario particulier. Cette recherche d'un scénario magnitude-distance n'est pas abordée dans le cadre de cette étude.

Par ailleurs, de nombreuses études construisent des arbres logiques intégrant un certain nombre de choix et d'hypothèse différentes. Connaître la variabilité totale des estimations d'aléa issue d'un arbre logique particulier n'apporte cependant qu'une information très partielle. Les impacts individuels des paramètres variant dans l'arbre logique doivent être estimés au préalable ; seules les branches qui « parlent » doivent être introduites dans l'arbre logique. La variabilité finale dépend complètement des branches introduites et reflète les choix pris. L'arbre

logique est un outil majeur pour l'estimation de l'aléa sismique, il doit cependant être construit et interprété avec prudence. En ce qui concerne la France, les six paramètres étudiés dans cette thèse doivent être pris en compte dans toute estimation de l'aléa.

De plus, la complémentarité entre les approches probabiliste et déterministe est illustrée sur un exemple : l'estimation probabiliste des périodes de retour d'accélération calculées avec une méthode déterministe. Les experts en charge de l'estimation de l'aléa sismique ont ainsi deux outils à disposition. En étant conscient des incertitudes associées aux deux types d'approches et des modèles sur lesquels elles reposent, le mouvement sismique à considérer pourra être choisi, selon la nature et la durée de vie de l'installation à dimensionner.

Les estimations d'aléa tout au long de cette étude sont basées sur un seul zonage (Autron et al., 1998) et une seule relation d'atténuation (Berge-Thierry et al., 2003). La plupart des études de sensibilité dans les estimations d'aléa considèrent plusieurs zonages et relations d'atténuation. Ces études montrent clairement leurs rôles déterminants. Nous avons admis zonage et relation d'atténuation, conscients de leurs impacts, afin d'analyser d'autres paramètres du calcul probabiliste, délaissés à tort par nombre d'études. Cependant, au vu de l'impact de la troncature des prédictions de la relation d'atténuation, les études d'impact devront être reproduites avec une autre relation. Un écart-type plus petit réduirait l'impact du choix de la troncature.

Par ailleurs, un autre paramètre porteur d'une incertitude forte n'a pas été considéré : la profondeur des zones sources est fixe tout au long de l'étude. Les profondeurs sont mal contraintes et les incertitudes sont fortes (au minimum 5 km, pour des profondeurs de zones sources fixées à 10 et 15 km dans l'étude). Ces incertitudes n'ont pas été quantifiées car la relation d'atténuation utilisée (Berge-Thierry et al., 2003) ne prend pas en compte la saturation du mouvement sismique à proximité de la source. A faible profondeur (de l'ordre de 5 km), les niveaux d'accélération calculés sont probablement surestimés, les études d'impacts seraient alors biaisées. La loi d'atténuation récemment publiée (Fukushima et al., 2003), adaptée au contexte intraplaque européen, devrait permettre de prendre en compte l'incertitude sur les profondeurs.

Les estimations d'aléa, basée sur la méthode probabiliste de Woo (1996), sont surprenants : alors que le modèle de sismicité (les scénarios magnitude-distance qui contribuent) est très différent de celui proposé par la méthode de Cornell-McGuire, les estimations sont comparables. Des études de déagréations doivent être menées pour comprendre l'origine des contributions dans la méthode de Woo. De plus, l'impact du choix de tronquer les prédictions de la relation d'atténuation est identique : il est lié au mode de calcul de la probabilité de dépassement, étape commune aux deux méthodes. La prise en compte de la dispersion du mouvement sismique est un élément déterminant dans toute méthode probabiliste d'estimation de l'aléa.

Ces analyses sont effectuées sur 17 sites, les centres des zones sources sismotectoniques sélectionnées. Les cartes d'aléa probabilistes montrent à quel point les contours suivent les limites des zones sources, l'aléa à l'intérieur d'une zone source est essentiellement contrôlé par

◇ CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES

la zone source elle-même. Ces résultats peuvent donc être généralisés à l'ensemble des sites géographiques contenus dans les limites des zones sources. Pour les sites localisés dans des zones où la méthode de Cornell-McGuire ne peut s'appliquer, le calcul de l'aléa pourrait être effectué avec la méthode de Woo (en déterminant les paramètres des fonctions de lissage sur le catalogue de sismicité français).

ANNEXES

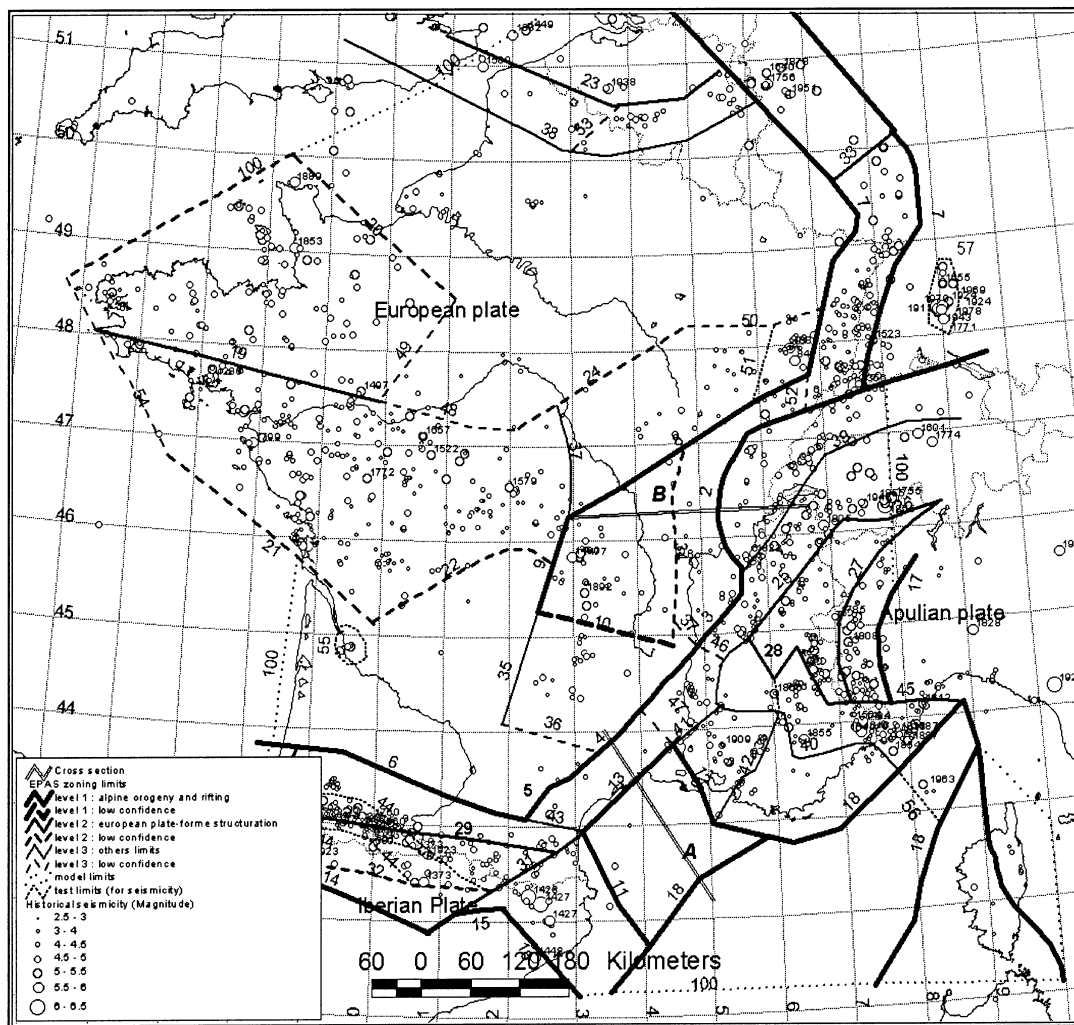


FIG. 10.2 – Zonage sismotectonique extrait de la publication Autran et al. (1998).

Table 1 : Identification of the zonation limits

Level 1 - Alpine structuration	
I : Major limits	<p>1 : External limit of alpine deformation. 2 : External limit of western Jura thrust front. 3 : Prealps limit (Valence basin and lower-Dauphiné basement). 4 : Cévennes fault. 5 : “Corbières” limit - Aquitain basin. 6 : Northern limit of pyrenean deformation.</p>
II : European rifting	<p>A : Fossé Rhénan - Massif Central rifting 7 : Upper rhine graben limits. 8 : Northern border of the Moho anticline. 9 : NW limit of Massif-Central extension zone. W limit of thermal anomaly, W limit of crustal thinning. This limit takes place east of the Sillon houiller. This structure is considered in order to take into account earthquakes of the Massif Central. 10 : Horizontal gradient of crustal thinning. Superimposed on the NW-SE fault network. Limits 8 to 10 surround the Massif Central thermal anomaly. B : Rifting of the Golfe du Lion. 11 : Catalan transfer zone. 12 : Arlesian transfer zone. These two limits define the extensive basin of the oligo-miocene. 13 : Nîmes fault (decollement between cover and basement in passive margin context, about 6 kms uplift of the mantle in the pyrenean zone). 18 : Crustal thinning limit and miocene diapirs, intermediate to thin crust (10-15 km) and oceanic crust.</p>
III : Alpine convergence	<p>C : Pyrenean collision domain 14 : South pyrenean front. 15 : Valfogona thrust (Pedraforca). 16 : Valez graben limit. Compressive deformation limit including seismicity, east limit of non-strained Ebre. D : Alpine collision zones 17 : “Liguro-piémontaise” zone.</p>
Level 2 : hercynian heritage	
Strong influence of hercynian structural network, reactivated when structures are favorably oriented w.r.t. stresses	
I : European plate-forme	<p>19 : “Landes de Lanveau” axis, northern border of the “sud-armoricaine varisque” zone and southern border of the “centre-armoricaine” zone - this limit is situated north of the “Landes de Lanveau” axis 20 : Seismicity limit, trend of gravimetric and magnetic anomalies axis. Variscan granites in the upper part of the “centre-armoricaine” zone. Root of the variscan front (ECORS cross section, Matte, 1986) 21 : Gironde Fault, seismicity limit, limit of large geophysical anomalies, limit of internal variscan thrust sheet zone. 22 : Fault network cross-cutting basement structures in a left lateral sense. 23 : Limit of cambrian terrane thrust over the Braban platform. The faulted zone corresponds to a basement horst. Variscan front to the north. Rapid uplift to the north. 24 : Tonnerre structure indicated by geophysical signature. This structure is overlain by a thin mesozoic cover. It is cross-cutted to the NE by the Bray-Vittel fault and displaced left laterally by N-S Loire fault in the Sancerre region.</p>
II : Alps and Pyrenees	<p>25 : Frontal limit of external crystalline massifs thrusting (surrounding</p>

FIG. 10.3 – *Extrait de Autran et al. (1998) : identification des limites de zones (1).*

	“piemontaise” zone and external cristalline massifs)
	26 : Spoon shaped low angle: Simplon and Insubrian faults.
	27 : Overthrusting of high pressure zone on “shistes lustrés” and ophiolites zone.
	28 : Limit of the “briançonnaise” zone and flyschs nappes, the SW border is the external alps limit.
	29 : North pyrenean fault.
	30 : Elizondo transform fault.
	31 : “La Têt” fault (oligocene extension limit).
	32 : Root of basement thrusting on Ebre, root of southern nappes, shallow seismicity and the root level.
III : Supplemental Limits	33 : Hunsrück fault crossing the Rhine massif, limit between transtensive deformation of upper Rhine graben and extensive deformation of lower Rhine graben. Also, the limit between oligocene extension to the south and miocene extension to the north. This feature displaces the Moho limit.
	34 : Limit of crustal thinning in eastern part of the Massif Central, surrounding the Limagnes domain.
	45 : Thrusting of the Moho and northern limit of the ligurian flysch
<hr/>	
Level 3 : poorly identified limits	
	35 : Villefranche de Rouergue fault: volcanism and lightly thinned crust to the east, no volcanism to the west.
	36 : Similar limit
	37 : Loire fault
	38 : Artois fault - south-Condroz fault
	39 : “Préalpes”- molassic basin»
	40 : Southern subalpine front
	41 : Nîmes fault (“subalpin” basin limit)
	42 : Durance fault
	43 : North pyrenean thrusting (Corbières)
	44 : seismicity limit : Bigorre fault to the south
	45 : Moho thrusting in franco-italian alps
	46 : Northern limit of southern subalpines domain
	48 : Seismicity limit
	49 : Seismicity limit
	50 : Vittel fault
	52 : W limit of the upper Rhine Graben
	53 : W limit of the Mons basin
	54 : Model limit
<hr/>	
Limit to be tested (seismic zonation on cluster)	
	51 : Seismicity limit , Remiremont zone
	47 : Southern limit of Tricastin cluster
	55 : Bordeaux cluster (arbitrary border)
	56 : Ligurian source zone (high seismicity rate level)
	57 : Souabian Jura source zone
<hr/>	
Model limits	
	Imposed spatial limits
	100 : Model limits
<hr/>	

FIG. 10.4 – *Extrait de Autran et al. (1998) : identification des limites de zones (2).*

Références bibliographiques

- N.A. Abrahamson, 2000. State of the practice of seismic hazard evaluation, *GeoEng 2000 conference, Australia, 19-24 November*.
- K. Aki, 1965. Maximum likelihood estimate of b in the formula $\log N = a - bM$ and its confidence limits, *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 43 :237–239.
- D. Albarello, R. Camassi, & A. Rebez, 2001. Detection of space and time heterogeneity in the completeness of a seismic catalog by a statistical approach : an application to the Italian area, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 91(6) :1694–1703.
- S. T. Algermissen & D. M. Perkins, 1976. A probabilistic estimate of maximum acceleration in rock in the contiguous United States, *U.S. Geological Survey Open-File Report*, pages 76–416.
- N.N. Ambraseys, 1995. The prediction of peak ground acceleration in Europe, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 24 :467–490.
- N.N. Ambraseys, K.A. Simpson, & J.J. Bommer, 1996. Prediction of horizontal response spectra in europe, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, 25 :371–400.
- F. Amelung & G. King, 1997. Earthquake scaling laws for creeping and non-creeping faults, *Geophys. Res. Lett.*, 24 :507–510.
- J.G. Anderson & J.N. Brune, 1999a. Methodology for using rocks in Nevada to test seismic hazard models, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 89(2) :456–467.
- J.G. Anderson & J.N. Brune, 1999b. Probabilistic seismic hazard analysis without the ergodic assumption, *Seis. Res. Lett.*, 70(1) :19–28.
- E. André, 1999. Evaluation probabiliste de l'aléa sismique sur le territoire national, *Rapport de stage au BRGM de Marseille, pour l'obtention du Diplôme d'ingénieur de l'Ecole de Physique du Globe de l'université Strasbourg I*.

BIBLIOGRAPHIE

- A. Ang & W. Tang, 1975. *Probability concepts in engineering planning and design, Volume I-Basic principles*. John Wiley & Sons.
- A. Autran, J.L. Blès, Ph. Combes, M. Cushing, P. Dominique, C. Durouchoux, J.C. Gariel, X. Goula, B. Mohammadioun, & M. Terrier, 1998. Probabilistic seismic hazard assessment in France. Part One : seismotectonic zonation, *Proceedings of the 11th ECEE, 6-11 Septembre, Paris, France*.
- W.H. Bakun & O. Scotti, 2003. Regional intensity attenuation models for France and the estimation of magnitude and location of historical earthquakes, *Journal of Seismology (submitted)*.
- E. Baroux, N.A. Pino, G. Valensise, O. Scotti, & M.E. Cushing, 2003. Source parameters of the 11 June 1909, Lambesc (Provence, southeastern France) earthquake : A reappraisal based on macroseismic, seismological, and geodetic observations, *J. Geophys. Res.*, 108(9), 2454, doi :10.1029/2002JB002348.
- P. Bazzurro & C. A. Cornell, 1999. Disaggregation of seismic hazard, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 89 (2) :501–520.
- C. Beauval & O. Scotti, 2003a. Mapping b-values in France using two different magnitude ranges : possible non power-law behavior, *Geophys. Res. Lett.*, 30(17), 1892, doi :10.1029/2003GL017576.
- C. Beauval & O. Scotti, 2003b. Variabilité dans la modélisation de la récurrence des séismes et impact sur l'évaluation de l'aléa sismique en France, *6ème colloque national AFPS, 1-3 juillet, Ecole Polytechnique, Palaiseau*.
- B. Bender, 1983. Maximum likelihood estimation of b values for magnitude-grouped data, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 73 :831–851.
- B. Bender & K.W. Campbell, 1989. A note on the selection of minimum magnitude for use in seismic hazard analysis, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 79 :199–204.
- B.K. Bender & D.M. Perkins, 1987. SEISRISK III : A computer program for seismic hazard estimation, *U.S. Geological Survey Bulletin* 1772.
- B.K. Bender & D.M. Perkins, 1993. Treatment of parameter uncertainty and variability for a single seismic hazard map, *Earthquake Spectra*, 9(2) :165–194.
- J.R. Benjamin & Associates, 1989. Proceedings : Engineering characterization of small-magnitude earthquakes. EPRI NP-6389. Electric Power Research Institute.

- C. Berge-Thierry, F. Cotton, M. Cushing, D.A. Griot-Pommer, J. Joly., A. Levret, & O. Scotti, 2000. Méthode de détermination des spectres horizontaux et verticaux adaptés au site dans le cadre de RFS 1.2.c, *Rapport IPSN/DPRE/SERGD/00-53 (CD-ROM, Annexe A)*.
- C. Berge-Thierry, F. Cotton, O. Scotti, D.A. Griot-Pommer, & Y. Fukushima, 2003. New empirical response spectral attenuation laws for moderate European earthquakes, *Journal of Earthquake Engineering*, 7(2) :193–222.
- D.L. Bernreuter, J.B. Savy, R.W. Mensing, & J.C. Chen, 1989. Seismic hazard characterization of 69 nuclear power plant sites East of the Rocky Mountains, *U.S. Nuclear Regulatory Commission. NUREG/CR-5250*.
- J.J. Bommer, 2002. Deterministic vs. probabilistic seismic hazard assessment : an exaggerated and obstructive dichotomy, *Journal of Earthquake Engineering*, 6 :43–73.
- S. Bottard, 1995. *Gestion du risque sismique : Développement d'une méthodologie probabiliste pour l'estimation de l'aléa sismique en France. Application aux données de sismicité historique et instrumentale*. Thèse de Doctorat, Spécialité Mathématiques, Université Paris IX - Dauphine.
- K.W. Campbell, 1997. Empirical near-source attenuation relationships for horizontal and vertical components of peak ground acceleration, peak ground velocity, and pseudo-absolute acceleration response spectra, *Seis. Res. Lett.*, 68 :154–179.
- T. Cao, M.D. Petersen, & M.S. Reichle, 1996. Seismic hazard estimate from background seismicity in Southern California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 86(5) :1372–1381.
- M. Cara & D. Rouland, 1987. Historical instruments and seismograms in Strasbourg, *ISSN*, 96 : 374–384.
- C. Clément, O. Scotti, L.F. Bonilla, S. Baize, & C. Beauval, 2004. Zoning versus faulting models in PSHA for moderate seismicity regions : preliminary results for the Tricastin nuclear site, France, *Bollettino di Geofisica, 28th ESC, Genova, in press*.
- C. A. Cornell, 1968. Engineering seismic risk analysis, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 58(1) :1583–1606.
- C.H. Cramer, M.D. Petersen, T. Cao, T.R. Topozada, & M. Reichle, 2000. A time-dependent probabilistic seismic-hazard model for California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 90(1) :1–21.
- J. Desperoux & P. Godefroy, 1986. *Nouveau zonage sismique de la France*. La documentation française, Paris.

BIBLIOGRAPHIE

- P. Dominique, E. André, & J. Charléty, 2001. Synthèse des travaux réalisés dans le cadre de la Convention 37/99, *BRGM/RP-50740-FR*.
- P. Dominique, A. Autran, J.L. Blès, D. Fitzenz, F. Samarcq, M. Terrier, M. Cushing, J.C. Gariel, B. Mohammadioun, Ph. Combes C. Durouchoux, & X. Goula, 1998. Part Two : Probabilistic approach, Seismic hazard map on the national territory (France)., *Proceedings of the 11th ECEE, 6-11 Septembre, Paris, France*.
- J. Douglas, 2003. A comprehensive worldwide summary of strong-motion attenuation relationships for peak ground acceleration and spectral ordinates (1969 to 2000), *Reissue of ESEE Report 01-1, Imperial College of Science, Technology and Medicine*.
- H. Dufumier. Synthesis of magnitude and focal mechanism computations for the $m \geq 4.5$ earthquakes in France for the period 1995-2000, *Journal of Seismology (in press)*.
- J.F. Van Dyck, 1985. *Statistical analysis of earthquake catalog*. Thèse de Doctorat, Dept. of Civil Engineering, MIT.
- EPRI, 1986. Seismic hazard methodology for the central and eastern United States, *EPRI report NP-4726, Electric Power Research Institute, Palo Alto*.
- A. Frankel, 1995. Mapping seismic hazard in the Central and Eastern United States, *Seis. Res. Lett.*, 66(4) :8–21.
- Y. Fukushima, C. Berge-Thierry, P. Volant, D.A. Griot-Pommer, & F. Cotton, 2003. Attenuation relation for West Eurasia determined with recent near-fault records from California, Japan and Turkey, *Journal of Earthquake Engineering*, 7(3) :1–26.
- J.J. Giner, S. Molina, & P. Jauregui, 2002. Advantages of using sensitivity analysis in seismic hazard assessment : a case study of sites in southern and eastern Spain, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 92(2) :543–554.
- X. Goula, 1980. Etude de faisabilité d'une approche probabiliste de l'évaluation de l'aléa sismique : application au sud-est de la France, *OCDE Specialist meeting on probabilistic methods in seismic risk assessment for nuclear power plants, Lisbonne*.
- D.A. Griot-Pommer & O. Scotti, 2001. Estimating earthquake location and magnitude from French seismic intensity observations, *European Geophysical Society, XXVI General Assembly, Nice, France, 25-30 March 2001*.
- G. Grünthal & R. Wahlström, 2001. Sensitivity of parameters for probabilistic seismic hazard analysis using a logic tree approach, *Journal of Earthquake Engineering*, 5(3) :309–328.

- B. Gutenberg & C. F. Richter, 1944. Frequency of earthquakes in California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 34 :185–188.
- Y.Y. Kagan & D.D. Jackson, 1991. Long-term earthquake clustering, *Geophys. J. Int.*, 104 : 117–133.
- Y.Y. Kagan & D.D. Jackson, 1994. Long-term probabilistic forecasting of earthquakes, *J. Geophys. Res.*, 99(B7) :13685–13700.
- Y.Y. Kagan & D.D. Jackson, 2000. Probabilistic forecasting of earthquakes, *Geophys. J. Int.*, 143 :438–453.
- H. Kanamori, 1981. The nature of seismicity patterns before large earthquakes, in *Earthquake Prediction : An International Review* (eds. Simpson, D.W., and Richards, P.G.) (Maurice Ewing Series, vol. 4, AGU, Washington D.C. 1981), pages 1–19.
- S.L. Kramer, 1996. *Geotechnical Earthquake Engineering*. Civil Engineering and Engineering Mechanics. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey 07458.
- A. Levret, J. C. Backe, & M. Cushing, 1994. Atlas of macroseismic maps for French earthquakes with their principal characteristics, *Natural Hazards*, 10 :19–46.
- A. Levret, M. Cushing, & G. Peyridieu, 1996. Recherche des caractéristiques de séismes historiques en France, atlas de 140 cartes macrosismiques, *Publication de l’Institut de Protection et de Sûreté Nucléaire, volumes I et II*.
- Ph. Lussou, P.Y. Bard, F. Cotton, & Y. Fukushima, 2000. Seismic design regulation codes : contribution of K-Net data to site effect evaluation, *Journal of Earthquake Engineering*, 5 (1) :13–33.
- Ch. Martin, Ph. Combes, R. Secanell, G. Lignon, D. Carbon, A. Fioravanti, & B. Grellet, 2002a. Révision du zonage sismique de la France. Etude probabiliste, *Rapport GEOTER GTR/MATE/0701-150*.
- Ch. Martin, R. Secanell, Ph. Combes, & G. Lignon, 2002b. Preliminary probabilistic seismic hazard assessment of France, *Proceedings of the 12th ECEE, Paper Reference 870, Septembre, London, England*.
- R.K. McGuire, 1976. Fortran computer program for seismic risk analysis, *US Geological Survey open-File Report 76-67*.

BIBLIOGRAPHIE

- R.K. McGuire & W.J. Arabasz, 1990. An introduction to probabilistic seismic hazard analysis, *Geotechnical and Environmental Geophysics, Society of Exploration Geophysicists*, 1 :333–353.
- S.V. Medvedev, W. Sponheuer, & V. Karnik, 1967. Seismic intensity scale version 1964, *Publ. Inst. Geody.*, 48, Jena.
- K. Mogi, 1962. Magnitude-frequency relations for elastic shocks accompanying fractures of various materials and some related problems in earthquakes, *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 40 :831–853.
- B. Mohammadioun & A. Pecker, 1993. Prévision du mouvement sismique au rocher à partir des données de mouvements forts actuellement disponibles, *Proceedings 3e Colloque National AFPS "Génie parasismique et aspects vibratoires dans le génie civil"*.
- G. Molchan, T. Kronrod, & G.F. Panza, 1997. Multi-scale seismicity model for seismic risk, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 87(5) :1220–1229.
- S. Molina, C.D. Lindholm, & H. Bungum, 2001. Probabilistic seismic hazard analysis : zoning free versus zoning methodology, *Bollettino di Geofisica (selected papers from the 27th ESC, Lisbon, 2000)*, 42 :19–39.
- J. Mori & R.E. Abercrombie, 1997. Depth dependence of earthquake frequency-magnitude distributions in California : Implications for rupture initiation, *J. Geophys. Res.*, 102 :15081–15090.
- M. Nicolas, N. Bethoux, & B. Madeddu, 1998. Instrumental seismicity of the Western Alps : A revised catalogue, *Pageoph*, 152 :707–731.
- E.A. Okal & B.A. Romanowicz, 1994. On the variation of b-values with earthquake size, *Phys. of the Earth and Planet. Int.*, 87 :55–76.
- M. Ordaz, 2001a. Fortran computer program for seismic hazard assessment, program crisis99, ver. 1.0.18.
- M. Ordaz, 2001b. Some modifications to program crisis99 ver. 1.0.17 which give rise to ver. 1.0.18, *Notes*.
- R. Page, 1968. Aftershocks and microaftershocks, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 58 :1131–1168.
- A. Paul, M. Cattaneo, F. Thouvenot, D. Spallarossa, N. Bethoux, & J. Fréchet, 2001. A three-dimensional crustal velocity model of the southern Alps from local earthquake tomography, *J. Geophys. Res.*, 106 :19367–19389.

- V. F. Pisarenko, A. A. Lyubushin, V. B. Lysenko, & T. V. Golubeva, 1996. Statistical estimation of seismic hazard parameters : maximum possible magnitude and related parameters, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 86(3) :691–700.
- P.A. Reasenber, 1985. Second-order moment of central California seismicity, *J. Geophys. Res.*, 90 :5479–5495.
- A. Rebez & D. Slejko, 2000. Sensitivity analysis on the input parameters in probabilistic seismic hazard assessment, *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 20 :341–351.
- L. Reiter, 1990. *Earthquake Hazard Analysis : Issues and Insights*. Columbia University Press, New York.
- L.F. Restrepo-Velez & J.J. Bommer, 2003. An exploration of the nature of the scatter in ground-motion prediction equations and the implications for seismic hazard assesement, *Journal of Earthquake Engineering*, 7 :171–199.
- C.H. Sholz, 1968. The frequency-magnitude relation of microfracturing in rock and its relation to earthquakes, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 58 :399–415.
- P.G. Somerville, N.F. Smith, R.W. Graves, & N.A. Abrahamson, 1997. Modification of empirical strong ground motion attenuation relations to include the amplitude and duration effects of rupture directivity, *Seis. Res. Lett.*, 68 :199–222.
- J.C. Stepp, 1972. Analysis of completeness of the earthquake sample in the Puget Sound area and its effect on statistical estimates of earthquake hazard, *Proc. Microzonation Conf., Seattle, WA*, pages 897–909.
- A. Tenta, L. Franceschina, & A. Marcellini, 1992. Expected ground motion evaluation for Italian sites, *Proceedings 10th World Conf. on Earthquake Engineering, Spain*, 1 :489–494.
- T.I. Urbancic, C.I. Trifu, J.M. Long, & R.P. Young, 1992. Space-time correlations of b-values with stress release, *Pageoph*, 139 :449–462.
- T. Utsu, 1965. A method for determining the value of b in a formula $\log n = a - bm$ showing the magnitude-frequency relation for earthquakes (with English summary), *Geophys. Bull. Hokkaido Univ.*, 13 :99–103.
- T. Utsu, 1966. A statistical significance test of the difference in b-value between two earthquake groups, *J. Phys. Earth*, 14 :37–40.

BIBLIOGRAPHIE

- T. Utsu, 1992. On seismicity, in : Report of Cooperative Research of the Institute of Statistical Mathematics 34, Mathematical Seismology vii, Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, pages 139–157.
- D. Vere-Jones, 1992. *Statistical methods for the description of and display of earthquake catalogues.* in Statistics in the Environmental and Earth Sciences. A. T. Walden and P. Guttorp, London. 220-244.
- D. H. Weichert, 1980. Estimation of the earthquake recurrence parameters for unequal observation periods for different magnitudes, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 70(4) :1337–1346.
- S. Wiemer, S.R. McNutt, & M. Wyss, 1998. Temporal and three-dimensional spatial analyses of the frequency-magnitude distribution near Long Valley Caldera, California, *Geophys. J. Int.*, 134 :409–421.
- S. Wiemer & M. Wyss, 1997. Mapping the frequency-magnitude distribution in asperities : an improved technique to calculate recurrence times ?, *J. Geophys. Res.*, 102 :15115–15128.
- G. Woo, 1996. Kernel estimation method for seismic hazard area source modeling, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 86(2) :353–362.
- M. Wyss, 1973. Towards a physical understanding of the earthquake frequency distribution, *J. R. Astron. Soc.*, 31 :341–359.

Analyse des incertitudes dans une estimation probabiliste de l'aléa sismique, exemple de la France

Cette thèse propose une nouvelle méthodologie permettant d'une part d'identifier les paramètres clefs qui contrôlent l'estimation de l'aléa sismique probabiliste, et d'autre part de quantifier l'impact des incertitudes de ces paramètres sur les estimations d'aléa. La méthode de Cornell-McGuire est utilisée dans cette étude. Tout d'abord, les incertitudes sur les déterminations de magnitude et de localisation sont modélisées et quantifiées : la variabilité résultante sur les estimations d'aléa est comprise entre 5 et 25% (=COV), selon le site et la période de retour considérés. Une étude est ensuite menée afin de hiérarchiser les impacts sur l'aléa liés aux choix de quatre paramètres : corrélation intensité-magnitude, magnitudes minimales et maximales, troncature de la relation d'atténuation du mouvement du sol. Les résultats à 34 Hz (PGA) indiquent que la magnitude maximale est le paramètre le moins influent (de 100 à 10000 ans) ; tandis que la corrélation I-M et la troncature des prédictions du mouvement du sol ($>2\sigma$) jouent un rôle clef quelle que soit la période de retour considérée (diminution de l'aléa jusqu'à 30% à 10000 ans). Une augmentation de la magnitude minimale contribuant à l'aléa, de 3.5 à 4.5, peut également produire des impacts non négligeables à courtes périodes de retour (diminution des valeurs d'aléa jusqu'à 20% à 475 ans). Enfin, la variabilité totale des estimations d'aléa, due aux choix combinés des quatre paramètres, peut atteindre 30% (COV, à 34 Hz). Pour des fréquences plus faibles ($<5\text{Hz}$), la variabilité totale augmente et la magnitude maximale devient un paramètre important. Ainsi, la variabilité des estimations due aux incertitudes de catalogue et aux choix de ces quatre paramètres doit être prise en compte dans toute étude d'estimation de l'aléa sismique probabiliste en France. Cette variabilité pourra être réduite en élaborant une corrélation intensité-magnitude plus appropriée, et en recherchant une manière plus réaliste de prendre en compte la dispersion du mouvement du sol. **Mots-clés** : *catalogues de sismicité, b-value, aléa sismique, méthode probabiliste de Cornell-McGuire, France.*

Analysis of uncertainties in a probabilistic seismic hazard estimation, example for France

This thesis proposes a new methodology that allows to pinpoint the key parameters that control probabilistic seismic hazard assessment (PSHA) and at the same time to quantify the impact of these parameters uncertainties on hazard estimates. Cornell-McGuire's method is used here. First, uncertainties on magnitude and location determinations are modeled and quantified : resulting variability on hazard estimates ranges between 5% and 25% (=COV), depending on the site and the return period. An impact study is then performed, in order to determine the hierarchy between the impacts on hazard of the choices of four other parameters : intensity-magnitude correlation, minimum and maximum magnitudes, the truncation of the attenuation relationship. The results at 34 Hz (PGA) indicate that the maximum magnitude is the less influent parameter (from 100 to 10000 years) ; whereas the intensity-magnitude correlation and the truncation of ground motion predictions ($>2\sigma$) are the controlling parameters at all return periods (up to 30% decrease each at 10000 years). An increase in the minimum magnitude contributing to the hazard, from 3.5 to 4.5, can also produce non-negligible impacts at small return periods (up to 20% decrease of hazard results at 475 years). Finally, the overall variability on hazard estimates due to the combined choices of the four parameters can reach up to 30% (COV, at 34Hz). For lower frequencies ($<5\text{Hz}$), the overall variability increases and maximum magnitude becomes a controlling parameter. Therefore, variability of estimates due to catalog uncertainties and to the choices of these four parameters must be taken into account in all probabilistic seismic hazard studies in France. To reduce variability in hazard estimates, future research should concentrate on the elaboration of an appropriate intensity- magnitude correlation, as well as on a more realistic way of taking into account ground motion dispersion. **Key-words** : *seismic catalogs, b-value, seismic hazard, Cornell-McGuire probabilistic method, France.*